التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS رالجزء الأولى

الدكتور خالد حسن الشريف مدرس علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية

الأستاذ الدكتور محمود عبد الحليم منسى أستاذ علم النفس التسربوي كلية التربية – جامعة الإسكندرية

2014

دار الجامعة الجديدة

۳۸ - ۰ ش ســوتير – الأزاريطة – الإســكندرية تليفون: ٤٨٦٣٦٢٩ فاكس: ٤٨٥١١٤٣ تليفاكس: ٤٨٦٨٠٩٩ E-mail: darelgamaaelgadida@hotmail.com www.darggalex.com info@darggalex.com

ANGE			

مقدمة

تلعب الإحصاء دوراً مهماً في دراسة الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية. ويتفق معظم المتخصصين في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية على وجود هدفين أساسيين للإحصاء، في البحوث التي يتم إجراؤها في مجالات تخصصهم وهي:

- وصف البيانات التى يتم جمعها وفى هذه الحالة تسمى بالإحصاء الوصفى وتستخدم فى تلخيص البيانات الرقمية مثل درجات الاختبارات والمقاييس النفسية أو التربوية أو الاجتماعية أو الأعمار الترفيهية لعينة من الأفراد.
- ب- إمداد الباحثين بطريقة علمية دقيقة تساعد على تفسير نتائج البحوث التى يقومون بإجرائها تفسيراً علمياً يسمح بتعميم هذه النتائج على أفراد مجتمع الأصل Population ويسمى فرع الإحصاء الذى يهتم بالتفسير بالإحصاء التفسيرى Inferential Statistics أو الإحصاء الاستدلالي.

وهذا الفرع من فروع الإحصاء يهتم بتفسير العلاقة بين المتغيرات مثل ملاحظة أحد الباحثين وجود علاقة جوهرية بين متغيرين كالذكاء الإبداعى المتعلمين وقدراتهم على حل المشكلات، فإذا كانت عينة البحث مسحوبة من طلاب المرحلة الثانوية من بعض المدارس بالإسكندرية مثلا، فإنه إذا كان هدف البحث معرفة هذه العلاقة على طلاب المرحلة الثانوية بمحافظة الإسكندرية يكون استخدام الإحصاء الاستدلالي هو الوسيلة الفعالة لتحقيق هدف تعميم نتانج البحث ويتم هذا باستخدام وتطبيق بعض اختبارات الدلالة الإحصائية التي تساعد على معرفة ما إذا كانت هذه النتائج يمكن تعميمها من عدمه.

ويهدف هذا الكتاب إلى مساعدة الباحثين والدارسين فى مجالات علوم النفس والاجتماع والتربية على فهم أفضل للبحوث والدراسات المنشورة فى تخصصاتهم أو البحوث التى يقومون بإجرانها. وهذا الكتاب مكون من جزئين تناول الجزء الأول منها در اسة مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت أو التباين والتوزيع الاعتدالي والمعايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكرارية والارتباط والانحدار والدلالة الإحصائية للفروق بين المتوسطات وتحليل التباين واختبار كا ويتناول الجزء الثاني من الكتاب موضوعات الإحصاء الاستدلالي المتقدم مثل التحليل العاملي وأساليبه وكذلك الإحصاء اللابار امتيرية التي تستخدم في تحليل البيانات الخاصة بالعينات الصعيرة والتي لا تنطبق عليها شروط استخدام الإحصاء الاستدلالي. وقد تم برمجة كل طريقة من الطرق الإحصائية الواردة في هذا الكتاب وفق برنامج (*) SPSS (الحزمة الاحصائية للعلوم الاجتماعية).

وهذا الكتاب مفيد للدارسين في مجالات علم النفس وعلم الاجتماع والتربية وكل من يقومون بإجراء دراسات في مجالات العلوم الاجتماعية. والله ولى التوفيق وعليه قصد السبيل.

المؤلفان

^(*) Statistical Package For Social Sciences.

الفصل الأول أهمية الإحصاء الوصفي في البحوث النفسية والتربوية



أهمية دراسة الإحصاء الوصفى:

حيث أن معظم البحوث والدراسات النفسية والتربوية تقوم على أساس دراسة العلاقات المتبادلة بين عدد من المتغيرات أو المقارنة بينها في مجموعات مختلفة من الأفراد، فإن علم الإحصاء هو العلم التي يستطيع أن يمد الباحث بالأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل البيانات الخاصة بالبحوث والدراسات التي يقوم بإجرائها، ومن ثم يمكن القول بأن هناك صلة وثيقة بين الإحصاء والبحوث في العلوم الإنسانية بعامة والبحوث النفسية والتربوية بخاصة وتتضح أهمية الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية من خلال مراحل البحث المختلفة.

فعندما نكون بصدد وضع إطار عام أو خطة لبحث ما فإنه على الباحث أن يكون على دراية بأسلوب العمل الإحصائي المناسب من حيث تحديد واختيار أداة علمية دقيقة من أدوات البحث العلمي لدراسة الظواهر النفسية والتربوية المختلفة، وقد يتبع الباحث الخطوات التالية أثناء دراسته لأحد الظواهر:

١ - تحديد المشكلة موضوع الدراسة:

إن الدراسة الموضوعية لأى ظاهرة هى أحد أهداف البحث العلمى، وكى تتم دراسة الظواهر المختلفة بطريقة موضوعية ينبغى أن تكون دراستها شاملة لكل جوانب الظاهرة بحيث تبدأ من منطلق مدروس لمشكلة محددة من حيث الأبعاد والعمق. وينبغى على الباحث مراعاة ما يلى عند تحديده لمشكلة البحث:

- أ موضوعية البحث وإمكانية تنفيذه عملياً.
- ب. وضوح الرؤية لكل جوانب المشكلة (متغيراتها والعوامل المحددة لها).
 - ج- إمكانية الحصول على المعلومات المطلوبة لتنفيذ البحث.
 - د- احتواء البحث على عنصر التجديد والابتكار.
 - هـ قابلية الحقائق الموجودة في الظاهرة موضوع البحث للقياس.

- و ـ توفر الإمكانات الكافية للانفاق على البحث.
 - ز ـ توفر الوقت الكافى لدر اسة المشكلة.

٢ ـ مرحلة جمع البيانات:

وهذه المرحلة تعد من المراحل الهامة التى لا يمكن تجاهلها، فتوفر البيانات الدقيقة والسليمة عن الظواهر والمتغيرات موضع البحث يزيد من درجة الدقة فى النتائج المستخلصة ويساعد على اتخاذ قرارات موضوعية. وبصفة عامة تتعدد وتتنوع مصادر جمع البيانات لأنها تتوقف على طبيعة البحث ونوعه وإمكاناته ومن هذه المصادر ما يلى:

أ- المصدر غير المباشر للحصول على البيانات:

هذا النوع من المصادر يوفر للباحث البيانات جاهزة ومبوبة، دون أن يبذل في ذلك مجهودا عن طريق المصادر الثانوية مثل النشرات والدوريات العلمية.

ب- المصدر المباشر للحصول على البيانات:

فى هذا النوع من المصادر يعتمد الباحث عند الحصول على البيانات الخاصة بموضوع بحثه على المصادر الأولية لهذه البيانات ويقوم بإعدادها وتجهيزها بطريقة مباشرة ودون الاعتماد على ما نشر من بيانات قبل ذلك أو البيانات التى لم تقم أى جهة أخرى بتحليلها.

٣ ـ مرحلة تصنيف البيانات وتبويبها:

وفى هذه المرحلة من مراحل العمل الإحصائى فى البحث، يقوم الباحث بتلخيص البيانات فى جداول أو رسوم بيانية، ثم تصنيفها حسب أهداف البحث ويستخدم الباحث فى سبيل ذلك عدة طرق إحصائية كالترتيب أو الوصف الإحصائى.

٤ ـ مرحلة تحليل البيانات إحصانيا:

يحاول الباحث في هذه المرحلة أن يحلل البيانات التي حصل عليها من الخطوة السابقة وباستخدام الأسلوب الإحصائي المناسب، ثم يقدم تفسيرا لما

حصل عليه من نتائج، ولابد أن يقدم الباحث أسباباً قوية لقبول أو رفض أى فرض من فروض البحث، ويمكن أن يكون التفسير قائماً على أساس حدود الدراسة مثل عينة الأفراد الذين أجريت عليهم الدراسة والأدوات المستخدمة فى جمع البيانات.

يعد اختيار عينة البحث من أصعب الأمور التي يقوم بها الباحث في العلوم الإنسانية والسلوكية والاجتماعية بعامة وفي العلوم النفسية والتربوية بخاصة، وذلك لأنه لكي تمثل العينة خصائص المجتمع فإنه ينبغي تحديد حجم مناسب لهذه العينة بالنسبة للمجتمع الأصلي المراد دراسة خصائصه. ولا توجد قواعد ثابتة لتحديد حجم العينة في كل البحوث، لأن حجم العينة يتوقف على طبيعة المجتمع الأصلي و على نوع البيانات. و عينة البحث في أي دراسة تتكون من مجموعة من الأفراد الذين يقع عليهم الاختيار لكي يمثلوا خصائص المجتمع تمثيلاً تاماً. وفيما يلي خطوات اختيار أفراد العينة في البحث النفسي والتربوي.

خطوات اشتقاق عينة البحث:

١ ـ تحديد المجتمع الأصلى:

فى هذه الخطوة ينبغى على الباحث أن يتعرف بدقة على الأفراد الذين يكونون هذا المجتمع وعلى أهم خصائصهم.

٢ ـ عمل قائمة بأسماء أفراد مجتمع البحث الأصلى:

قد يحصل الباحث على قائمة بأسماء أفراد مجتمع بحثه الأصلى جاهزة أو معدة من قبل، وقد يعد هذه القائمة بنفسه إذا لم تكن معدة من قبل. وينبغى على الباحث التأكد من أن هذه القائمة تشتمل على جميع أفراد المجتمع الأصلى.

٣- اختيار بعض الأفراد من القائمة:

يتم اختيار بعض الأفراد من القائمة بحيث يمثلوا المجتمع الأصلى كله من حيث الخصائص المطلوب دراستها بقدر الإمكان.

٤- ينبغى أن يكون حجم العينة التى يتم اشتقاقها مناسباً وكافياً ويتحدد حجم العينة بعوامل ثلاثة ه

أ- طبيعة المجتمع الأصلى.

ب- مدى تعميم نتائج البحث.

ج- درجة الدقة المطلوبة.

طرق استقاق عينات ممثلة للمجتمعات الأصلية: 1- العينة العشوائية:

لاشتقاق عينة عشوائية ممثلة للمجتمع الأصلى، ينبغى أن يوفر الباحث الشروط التى تضمن أن يكون لكل فرد من أفراد المجتمع الأصلى فرصة متساوية لأن يكون ضمن العينة.

وقد تستخدم فى هذه الطريقة وسائل آلية تساعد على منع الباحث من التحييز فى اختيار أفراد العينية، كما قد تستخدم جداول إحصائية للأعداد العشوائية، ويتلخص استخدامها فى أن يعطى الباحث لأفراد المجتمع الأصلى أرقاما مسلسلة ثم يبدأ من أى نقطة فى جدول الأعداد العشوائية ويقرأ الأعداد بالترتيب فى أى اتجاه (أفقيا أو رأسيا أو قطريا). وحيثما يقرأ عدد يتفق مع الرقم على بطاقة فرد من الأفراد، فإن الباحث يختار هذا الفرد فى العينة، ويستمر الباحث فى القراءة حتى يحصل على العدد المطلوب العينة.

ويمكن تقسيم هذا النوع من العينات إلى الأنواع الفرعية التالية:

أ- العينة العشوانية البسيطة:

ويتم اختيار أفراد هذا النوع من العينات بطريقة القرعة، وفى هذه الطريقة تكتب أسماء جميع أفراد المجتمع الأصلى فى بطاقات صغيرة. ثم تطبق هذه البطاقات بحد تطبيقها جيدا فى إناء ثم نختار بالصدفة عدد الأفراد الذى نحدده للعينة.

ب- العينة العشوانية المنتظمة:

فى هذه الحالة يقسم المجتمع الأصلى إلى مجموعات متساوية فى العدد، ويتم اختيار مفردات كل مجموعة لها نفس الترتيب العشواني. فمثلاً إذا كان عدد كل مجموعة عشرة أفراد وتم اختيار الفرد ورقم ٥ عشوانيا فتكون مفردات العينة العشوانية المنتظمة هى ٥، ١٥، ٥٠، ٥٠، ٤٠، و هكذا.

جـ العينة الطبقية:

لاختيار عينة طبقية يتبع الباحث ما يلى:

- يقسم المجتمع الأصلى إلى صفاته الرنيسية المتصلة بهدف التجربة أو هدف البحث.
 - و تحدد نسبة عدد أفراد كل قسم إلى المجموع الكلى للأفراد.
- تختار العينة العشوانية الممثلة لتلك الأقسام بما يتناسب وحجمها وأهميتها.
- تجمع العينات العشوانية في مجموعة واحدة هي العينة العشوائية الطبقية.

د العينة العشوانية المساحية:

وهى عينة تمثل المجتمع الأصلى من حيث التوزيع الجغرافى للأفراد، فمثلا إذا أردنا اختيار عينة من الأطفال الذين تتراوح أعمارهم فيما بين ٢، ١٢ سنة من أطفال المدارس الابتدائية بالمملكة العربية السعودية، فإننا نقسم المملكة إلى مناطق ثم نقسم كل منطقة إلى أقاليم ثم نقسم كل أقليم إلى أحياء سكنية وهكذا إلى أن نتوقف عند مرحلة معينة. ويتم اختيار الأفراد عشوانيا من الوحدات التى تكونت بطريقة عشوائية.

هذا وتوجد أنواع أخرى من العينات غير العشوائية التي يتدخل فيها حكم الباحث منها ما يلي:

أ- العينة الحصصية:

وهذا النوع من العينات مماثل للعينة الطبقية فيما عدا طريقة اختيار الأفراد من كل طبقة، ففى العينة الطبقية يكون الاختيار عشوائيا، أما فى العينة الحصمصية فيكون الاختيار انتقائيا حسب إمكانية الباحث فى الحصول على أفراد لهذه العينة بشرط أن يحصل على الحصة المطلوبة من كل طبقة أو فئة.

ب- العينة العمدية:

فى هذه الطريقة يعتمد الباحث على خبرته فى أن يختار بطريقة مقصودة مجموعة أفراد عينين نظرا لأن الدراسات السابقة قد أشارت إلى أن هذه المجموعة من الأفراد تمثل فى خصائصها خصائص المجتمع الأصلى.

وهذه الطريقة نادرة الاستخدام فى العلوم السلوكية والإنسانية نظرا لعدم وجود منطقة محددة بها أفراد ذوى خصائص ومميزات مجتمع أصلى بعيينه ويمكن أن تمثله تمثيلاً تاماً.

ج- العينة العرضية:

إذا كان الباحث لا يستطيع اختيار أفراد عينة بحثه بأى من الطرق السابقة فإنه يختار أى مجموعة من الأفراد بطريقة عرضية، أى يختار مجموعة من الأفراد المتاحين وقت إجراء البحث، ولكن فى هذه الحالة لا يستطيع الباحث أن يعمم نتائج بحثه لأن هذه العينة لا تمثل إلا مجموعة الأفراد المكونة منهم.

المتغيرات في البحث النفسى والتربوي:

يمكن تعريف المتغيرات في البحوث المختلفة على أنها مجموعة من المثيرات والاستجابات التى تتفاعل فيما بينها لتخلق نوعاً من العلاقات التى يريد الباحث أن يختبرها ويتحقق منها، ومن المعلوم أن خصائص الأفراد تختلف من فرد لآخر داخل المجتمع الأصلى، ويطلق على هذه الخصائص اسم المتغيرات. والمتغير هو تلك الخاصية القابلة للتغير من فرد لآخر في المجتمع ومن أمثلة ذلك: الوزن، الطول، الدخل، الجنس، مستوى التعليم، المهنة، العمر،

وقبل التعرض لوصف المتغيرات وأنواعها المختلفة يوضح الكاتبان معنى الثوابت.

الثوابت:

هى متغيرات يقوم الباحث بتثبيتها ولا يسمح لها بالتغير، أو هى متغيرات ليس بها إلا قيمة واحدة بطبيعتها.

أنواع المتغيرات:

تصنف متغيرات البحث إلى عدة أنواع ولكن هناك نرعين أساسيين من المتغيرات هما:

١ ـ المتغيرات النوعية Qualitative Variables:

وهي متغيرات وصفية او متغيرات تصنيفية، أى أن كل فرد ينضم لمجموعة معينة او إلى فئة معينة حسب امتلاكه لصفة معينة، ومن أمثلة هذا النوع من المتغيرات، المستوى الاجتماعي الثقافي، المستوى الاقتصادى، الجنس، الفرقة الدراسية، لون بشرة الوجه، ومكان الإقامة. وأبسط هذا النوع من المتغيرات هو المتغير ثنائي القيمة مثل الجنس (ذكر/ أنثى)، والتصنيف هنا يتم على أساس امتلاك الفرد للخاصية أو عدم امتلاكه لها وبذلك ينقسم أفراد المجتمع إلى قسمين فقط (ذكور وإناث).

٢- المتغير إت الكمية Quantitative Variables

وهذا النوع من المتغيرات يقاس بمقداره مثل الوزن والعمر والدرجات التحصيلية للأفراد ودرجات حرارة الجو في أيام الأسبوع المختلفة، وقيمة استهلاك التيار الكهربي في شهور السنة المختلفة. أو إيراد قناة السويس أيام الأسبوع المختلفة، أو أطوال تلاميذ أحد المدارس الابتدائية. ونلاحظ وجود اختلاف بين متغيرات هذا النوع ويشتمل هذا النوع من المتغيرات على نوعين فرعيين هما:

أـ المتغيرات المتصلة Continous Variables:

وهى متغيرات يمكن أن تأخذ أى قيمة عددية فى مدى معين مثل الدخل والوزن وقيمة استهلاك التيار الكهربى فى شهور السنة المختلفة، وفى هذا النوع من المتغيرات يمكن أن يكون قياسها بدرجة اختيارية من الدقة، فمثلا يمكن قياس العمر لأقرب سنة أو لأقرب شهر أو لأقرب أسبوع. وعليه فإن المتغير المتصل يمكن أن يأخذ أى قيمة بين حدى التغير.

ب- المتغير ات المنفصلة Discrete Variables.

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات عدة أسماء مثل المتغيرات المتقطعة أو المتغيرات الوثابة، وهي متغيرات تأخذ قيما عددية محددة، مثل عدد طلاب كلية التربية بجامعة الملك عبد العزيز خلال السنوات الخمس

الماضية أو عدد خريجى الأقسام المختلفة لكلية الآداب بجامعة الملك عبد العزيز خلال العشر سنوات الماضية. مثل هذه المتغيرات تسمى بالمتغيرات المنفصلة نظراً لعدم وجود قيم كسرية للمتغير ويمكن تصنيف المتغيرات المستخدمة في البحوث النفسية والتربوية بخاصة والبحوث في المجالات الإنسانية والاجتماعية بعامة إلى خمس أنواع هي كما يلي:

١- المتغير المستقل Independent Variable:

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات اسم العوامل المثيرة، وهو المتغير الذي يعتبره الباحث المؤثر الأساسي في الظاهرة أو السلوك الذي يلحظه أو يدرسه ويسمى هذا المتغير بالمتغير التجريبي Experimetnal لأن الباحث يخصصه للتجريب عن طريق تغييره لمعرفة تأثيره.

٢- المتغير التابع Dependent Variable:

ويسمى هذا النوع من المتغيرات بمتغير الاستجابة Response ، المتغير الاستجابة Variable ، وهو ما ينتح من أثر المتغير المستقل، أي أن قيمة هذا المتغير تتأثر بتغير قيمة المتغير المستقل ويوجد نوعان من العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع هما:

أ. علاقة متقطعة Discrete Relation:

وتتمثل فى فحص وجود أو عدم وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع.

ب- علاقة مستمرة Continous Relation:

وتتمثل فى فحص مدى استمرار تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع ودرجات هذا التأثير.

٣- المتغير الوسيط Moderator Variable:

يعتبر هذا المتغير من المتغيرات المستقلة من الدرجة الثانية، بمعنى أن الباحث يقوم بتغيير هذا المتغير لمعرفة تأثيره على العلاقة بين المتغير المستقل

والمتغير التابع. أى دراسة ما إذا كان هذا المتغير يزيد أو ينقص من أثر المتغير المستقل في المتغير التابع.

٤- المتغير المثبت Control Variable:

وهو المتغير الذي يقوم الباحث بتحديده وإلغاء أثره على المتغير المستقل، وذلك حتى يتمكن الباحث من دراسة أثر المتغيرات الوسيطة.

طريقة تثبيت المتغيرات المثبتة:

- أ- إهمال أثره نهائيا والغائه
- ب- مساواته فى كل المجموعات التجريبية (أى أن يكون موجودا بنفس الدرجة لدى جميع أفراد العينة).
 - ج- العشوائية في اختيار العينة.

٥- المتغير المتداخل Intervening Variable:

وهو المتغير الذى يؤثر فى الظاهرة التى يدرسها الباحث ولكنه لا يتمكن من ملاحظته أو قياسه، بينما نستدل على أثره من خلال تأثيره فى المتغير التابع عن طريق تأثيره فى كل من المتغيرات المستقلة والوسيطة. ويختلف هذا النوع من المتغيرات عن كل المتغيرات السابقة فيما يلى:

- المتغير المتداخل هو متغير فكرى Conceptual Variable بينما بقية المتغيرات إجرائية Operational.
- ب- المتغيرات المتداخلة لا يمكن ملاحظتها وتحديد تأثير ها المباشر ولا يمكن قياسها وإنما يستدل عليها.
- ج- أثر المتغيرات المتداخلة على المتغيرات المستقلة يعتبر تـأثيرا غير مباشرا وتعتبر المتغيرات المستقلة بمثابة مدخلات Inputs والمتغيرات المتغيرات المتداخلة فتقع بين التابعة بمثابة مخرجات Outputs أما المتغيرات المتداخلة فتقع بين المدخلات والمخرجات.



الفصل الثاني التعريف ببرنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية SPSS



مقدمة:

يعد برنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية statistical Package يعد برنامج الحرمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية for Social Sciences (SPSS) من أوسع برامج الحاسب الآلى انتشاراً في مجال تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية. وذلك نظراً لما يتمتع به البرنامج من إمكانات ومزايا تجعله المفضل دائماً لدى شباب الباحثين؛ ومن أبرز هذه المزايا سهولة استخدامه ووضوح تعليماته وتوافقه مع تطبيقات Microsoft الأخرى بحيث يستطيع الباحثون الذين يستخدمونه نقل نتانج تحليلاتهم الأخرى بحيث يستطيع الباحثون الذين يستخدمونه نقل نتانج تحليلاتهم الإحصائية بسهولة إلى برامج الأوفيس Office الأخرى سواء برنامج الكتابة Power Point أو برنامج الجداول Excel أو العروض التقديمية تطبيق الأساليب عيرها من التطبيقات ولذلك سيقوم المؤلفان بتوضيح كيفية تطبيق الأساليب SPSS.

ويستخدم البرنامج فى البحوث العلمية التى تشتمل على بيانات رقمية Empirical data كما أن البرنامج يشتمل على معظم الاختبارات الإحصائية الريبا.

النوافذ المتوفرة في برنامج SPSS:

تتوفر في برنامج SPSS الأنواع التالية من النوافذ:

- 1- نافذة محرر البيانات Data Editor: وهذه النافذة تعرض محتويات ملف معين من البيانات حيث يمكن تكوين ملف جديد أو تحوير ملف موجود، وإن هذه النافذة تفتح تلقائيا عند بدء تشغيل البرنامج.
- ٢- نافذة المشاهد Viewer: هذه النافذة تعرض جميع النتائج الإحصائية
 والجداول والمخططات Charts حيث يمكن تنقيح النتائج وخزنها.
- ٣- نافذة مسودة المشاهد Draft Viewer: هذه النافذة تتيح عرض المخرجات كنص اعتيادى (بدلاً من جداول محورية تفاعلية) وبهذا لا يمكن تحوير الجداول والمخططات في هذه النافذة.

- ٤- نافذة محرر الجداول المحورى Pivot Table Editor: هذه النافذة تتيح
 إمكانية تحوير الجداول المحورية بعدة طرق.
- نافذة محرر المخططات Chart Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية تحوير المخططات.
- آ- نافذة محرر النصوص Text Output Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية
 تحوير المخرجات التي لا تعرض كجداول محورية.
- ٧- نافذة محرر القواعد Syntax Editor: تتيح هذه النوافذ إمكانية خزن خيارات صناديق الحوار حيث يمكن تحوير ها لإضافة أو امر ومميزات لا تتوفر في الأو امر القياسية لبرنامج SPSS.
- ٨- نافذة محرر الخطوط Script Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية خلق
 وتحوير الخطوط الأساسية.

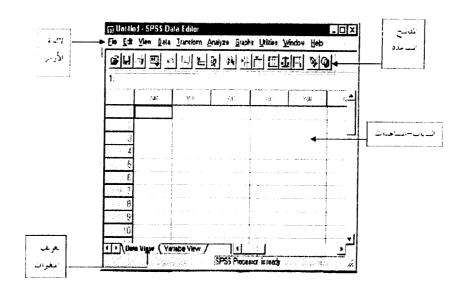
(سعد ز غلول بشیر، ۲۰۰۳: ص ۸)

تشغيل البرنامج

ويعمل البرنامج الإحصائي SPSS في بيئة النوافذ، ويتم تشغيله باختيار الأمر START من اللائمة الرئيسة PROGRAMS وبعد ذلك حدد برنامج SPSS.

ويعتبر محرر بيانات الـ SPSS الواجهة الأولية للحزم ، وهي واجهة تشبه الجداول الإلكترونية وتستخدم لإدخال البيانات الخام لأول مرة . ومن خلال المحرر يمكن قراءة البيانات وتعديلها أو تغييرها والتعامل مع المتغيرات وتسميتها أو تغيير أسمانها ومن خلال محرر البيانات تحفظ ملفات البيانات وتسمى ملفات بيانات DATA FILES ولا يستطيع هذا الملف استخراج أي نوع من النتائج ، وإنما النتائج ترسل إلى نوع آخر من الملفات وهي ملفات المخرجات .

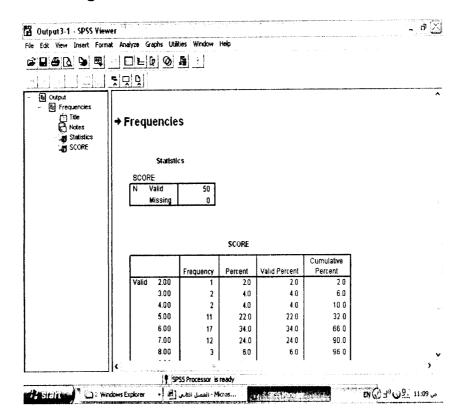
والشكل (٢ - ١) يوضح شاشة معالج البيانات لبرنامج SPSS:



شكل (٢-١) شاشة معالج البيانات لبرنامج SPSS

وملفات المخرجات OUTPUT FILES تحوي على جميع النتائج التي تتم بعد أي عملية إحصائية، وفي كل مرة يطلب البرنامج من المستخدم حفظ الملف أو حذفه، ويوصى بعدم حفظ جميع ملفات المخرجات إلا ما يحتاجه الباحث أو المستخدم بصفة مستمرة وبعد أن يتأكد من صحة النتائج أما ملفات البيانات فإنه يجب حفظها بأكثر من ملف والحفاظ عليها نظرا لأن فقدها يؤدي إلى إعادة الإدخال كاملاً بعكس ملفات المخرجات التي لا يتطلب استرجاعها سوى استرجاع العملية الإحصائية، وطلب النتائج من البرنامج. وفي النسخ الأخيرة من الـ SPSS يمكن التعامل مع المخرجات (بيانات أو رسومات) وتعديلها في نظام شجري جميل وسهل يمكن التحكم فيه بكل يسر وسهولة.

والشكل (٢ - ٢) يوضح مثال لشاشة مخرجات من برنامج SPSS



شکل (۲-۲) شاشهٔ مخرجات برنامج SPSS

وتشتمل شاشة المخرجات على بيانات مجدولة تمثل نتائج الاختبار الإحصائي المستخدم أي كان، ويمكن حفظها من خلال الأمر FILE نختار SAVE AS.

ومن خلال قائمة الأوامر وخيارات البرنامج يستطيع الاختيار بين العديد من عمليات تعديل البيانات وتشكيلها وبين الاختبارات الإحصائية المتعددة وأنواع كثيرة من الرسوم البيانية الجميلة.

و عموما: فإنه يمكن إجمال مراحل تحليل البيانات بالخطوات التالية:

- ١ ـ ترميز البيانات.
- ٢_ إدخال البيانات في الـ SPSS.
 - ٣- اختيار الاختبار المناسب.
- ٤ تحديد المتغيرات المراد تحليلها.

وعند تشغيل برنامج SPSS، تظهر شاشة محرر البيانات DATA والتي تتكون من ورقتين تشابهان ورقة العمل في برنامج الجداول الإلكترونية EXCEL حيث تتكون الورقة من أعمدة وصفوف، ويمكن الانتقال من ورقة إلى أخرى بواسطة النقر على قابض الورقة في أسفل شاشة محرر البيانات.

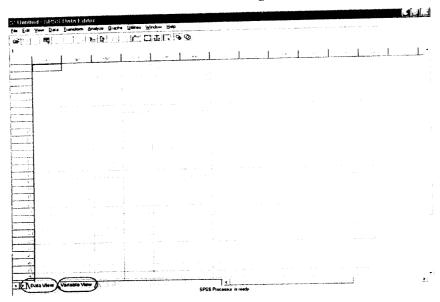
ولترميز سليم للبيانات ينبغي أن يتم التمييز بين شاشتين أساسيتين في محرر البيانات Data View و Wariable View

Variable View وتخدم مهمة إدخال وتعديل وعرض البيانات للباحث، وتمثل الأعمدة المتغيرات في حين تمثل الصفوف الحالات محل الدراسة، وبذلك تمثل كل خلية مشاهدة المتغير للحالة المقابلة.

وفيها يتم إدخال مسمى كل متغير ونوعه ومستواه من حيث القياس ونوعية الرموز المدخلة في المتغير.

Data View وتخدم هذه وظيفة التحكم بخصائص المتغيرات ، وفيها يتم إدخال قيم كل متغير في العمود المخصص له.

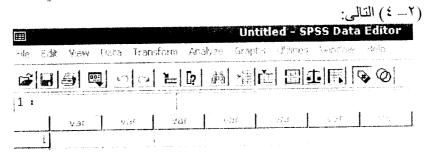
والشكل (٢ -٣) يوضح ذلك :



شكل (٣-٢) شاشة محرر البيانات برنامج SPSS

القوائم الرنيسية لبرنامج SPSS

تعتمد جميع البرامج التي تعمل تحت نظام ويندوز على مجموعة من القوائم والتي يمكن من خلالها القيام بجميع العمليات المطلوبة من البرنامج. ويوجد في برنامج SPSS ۱۰ قوائم رئيسية وهي موضحة في الشكل (٢-٤) التالى:



شكل (٤-٢) قائمة الأوامر الرئيسية برنامج SPSS

ملف : File لفتح وحفظ الملفات وقراءة بيانات من جداول الكترونية (مثل اكسل) وطباعة البيانات.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- فتح ملف جدید. NEW DATA
- فتح ملف مخزن. OPEN DATA
 - حفظ ملف البيانات. SAVE AS
- فتح قاعدة بيانات. OPEN DATABASE
 - طباعة. PRINT
 - إغلاق. EXIT

تحرير: Edit يقص وينسخ ويلصق القيم ،وللحصول على قيم بيانات ولتغيير الخيار ات

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- الاسترجاع عن آخر عملية تم تنفيذها. UNDO
 - قص بیانات. CUT
 - نسخ بیانات. COPY
 - لصق بيانات. PASTE
 - البحث عن بيانات. FIND

عرض: <u>View</u> للتحكم في شكل القيم وشرحها

- تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:
- وضع شريط الأدوات. STATUS BAR
 التعامل مع شريط الأدوات. TOOLS BAR
- الشكل "الخطوط، النوع، الحجم" FONTS
- التعامل مع خطوط الشبكة "محرر البيانات". GRIND LINES

بيانات : Data لعمل تعيير شامل على ملف البيانات.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- تعریف التاریخ. DEFINE DATES
- إدخال المتغيرات. INSERT VARIABLE
 - إدخال حالة. INSERT CASE
 - فرز الحالات. SORT CASES
 - تقسيم الملفات. SPLIT FILE
- إختيار حالات محددة. SELECT CASES
 - وزن الحالات. WEIGHT CASES

إعادة التشكيل: Transform لعمل تغيير لمتغيرات محددة في ملف البيانات ولحساب متغيرات جديدة بناء على قيم موجودة.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- إجراء عمليات حسابية على البيانات الموجودة. COMPUTE
 - إجراء حسابات على متغيرات محددة. COUNT
 - إعادة الترميز. RECODE
 - تصنيف المتغيرات. CATEGORIZE VARIABLE
 - ترتيب الحالات. RANK CASES
 - استبدال القيم المفقودة.

الإحصاء : Analyze لاختيار مجموعة كبيرة ومتباينة من العمليات والاختبارات الإحصائية مثل اختبارات وتحليل التباين والاختبارات اللامعملية . ويعتبر هذا الخيار بيت القصيد من الحزمة كلها ويشمل أكبر كمية من الخيارات الضمنية .

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

• إظهار التقرير عن البيانات. REPORTS

- الاحصانات الوصفية. DESCRIPTIVE STATISTICS
 - مقارنة المتوسطات. COMPARE MEANS
 - النموذج الخطي. GENERAL LINEAR MODEL
 - الارتباط. CORRELATION
 - الانحدار. REGRESSION
 - التصنيف. CLASSIFY
 - المقياس. SCALE
- الاختيار ات اللامعملية. NONPARAMETRIC TESTS

الأشكال: Graphs لإعداد رسوم بيانية بأنواعها: طولي، دانري، نقطيالخ

تمكننا من عمل الإجراءات التالية:

- الأعمدة البيانية. BAR
- المضلع التكراري. HISTOGRAM
 - القطاعات الدائرية. PIE
 - شكل الانتشار SCATTRE

أدوات : <u>Utilities</u> للحصول على معلومات عن متغيرات وللتحكم في ظهور متغيرات معينة في مربع الحوار وللتحكم في شاشة العرض الرئيسة.

نافذة : Window للتحول بين نوافذ SPSS أو لتصغير جميع نوافذ SPSS المفتوحة

تمكننا هذه القائمة من التنقل بين البيانات والنتائج.

المساعدة: Help للحصول على الصفحة الأساسية للبرنامج INTERNET) (SPSS ، SPSS ، المساعدة في العديد من أوجه SPSS ،

ويمكن الحصول على المساعدة أيضا بنقر زر الفارة الأيمن في المكان الذي تريد الحصول على مساعدة فيه.

تمكننا هذه القائمة من:

- البحث عن موضوع معين. TOPICS
- دروس خاصة بالبرنامج يمكن تعلمها.

الصفحة الخاصة بشركة SPSS على الإنترنت. SPSS HOME PAGE

(إبراهيم المحيسن ، ٢٠٠٤: ص ٣)

إدخال البيانات في الـ SPSS.

يستخدم في إدخال أي بيانات للبرنامج شاشة محرر البيانات: وهي عبارة عن شبكة من الصفوف والأعمدة تستخدم لإنشاء وتحرير ملف البيانات.

- تمثل الأعمدة في محرر البيانات " المتغيرات" بينما الحالات تمثلها " الصفوف".
- نقطة التقاطع بين الصف والعمود تسمى خلية، وكل خلية تحتوي على قيمة واحدة لمتغير عند حالة معينة.

ولتعريف المتغيرات (في ما قبل الإصدار التاسع)

اختر قائمة Data

اختر الأمر Define Variable

وتشتمل عملية التعريف على تعيين اسما للمتغير وتحديد نوعه ووصفه وقيمه. يتم إدخال البيانات في محرر البيانات حسب التالي:

- نقر الخلية المطلوب إدخال القيمة الأولى بها، ولتكن الخلية الأولى في العمود الأول.
 - أدخل الرقم المطلوب.

• اضغط على مفتاح (Enter) فيتم حفظ القيمة داخل الخلية وتنتقل نقطة الإدخال إلى الأسفل بمقدار صف واحد.

يتم إدخال بقية البيانات بنفس الأسلوب

حفظ ملفات البيانات

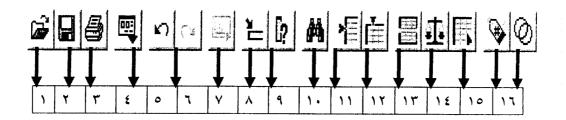
بعد تعريف المتغيرات وإدخال البيانات في محور البيانات، يمكن القيام بحفظ هذه البيانات في SPSS حسب الخطوات التالية:

- من قائمة File أختر Save As
- ادخل اسما للملف في المستطيل الذي تحت عبارة File Name
 - اختر القرص المطلوب تخزين الملف عليه.

أنقر الزر OK

شريط أدوات البرنامج.

يزودك نظام SPSS بالاضافة الى القوائم الرئيسية بشريط الادوات الذي يحتوي على أيقونات Icons رسومية تمثل وظائف أو عمليات معينة قد تغنيك عن استخدام القوائم وتسهل عمل النظام أيضاً ويقع هذا الشريط أسفل شريط القوائم.



1 P	
فتح ملف مخزن	
تخزين ملف	
طباعة ملف	
إظهار آخر مجموعة من الإجراءات التي تم استخدامها	
التراجع عن آخر تغيير والتراجع عن التراجع.	
الانتقال الى التخطيط	
الإنتقال الى الحالة	
اعطاء معلومات عن المتغيرات	
بحث عن	
إدر اج حالة جديدة الى الملف.	
ادر اج متغير جديد الى الملف.	
شطر الملف.	
إعطاء أوزان للحالات.	
اختيار مجموعة حالات.	
إظهار أو اخفاءعناوين دلالات القيم.	
استخدام مجموعة من المتغيرات.	

مراحل تحليل البيانات في البرنامج

- ١ ترميز البيانات.
- ٢ إدخال البيانات في الـSPSS.
- ٣- اختيار الاختبار المناسب.
- ٤- تحديد المتغيرات المراد تحليلها.

أنواع المتغيرات المدخلة في شاشة محرر البيانات: Variable View

• المتغير من النوع الاسمي: Nominal

هذا المستوى يصنف عناصر الظاهرة التي تختلف في النوعية لا في الكمية، وكثيرا ما نستخدم الأعداد لتحديد هوية المفردات، وفي هذه الحالة لا يكون للعد ذلك المدلول الكمي الذي يفهم منه عادة. فمثلا يمكن استعمال العددين ، ١ ليدلا على التصنيف حصب الجنس فيجعل الصفر يدل على الذكر و الـ ١ يدل على الأنثى، لاحظ أن ، ١ لا يدلان على قيم عدية أي لا يخضعان للعمليات الحسابية لأنه يمكن تعيين أي عددين بدلهما ليدلا على نوع الجنس. وأمثلة أخرى على المستوى الاسمي: الحالة الاجتماعية (أعزب-متزوج)، ونوع العمل (إداري ـ أكاديمي - عمل آخر).

• المتغير من نوع الرتبي: Ordinal

يقع هذا التدرج في مستوى أعلى من التدرج الاسمي، فبالإضافة إلى خواص التدرج الاسمي فان التدرج الترتيبي يسمح بالمفاضلة، أي بترتيب العناصر حسب سلم معين: مثل الرتب الأكاديمية (أستاذ (۱)، استاذ مشارك(۲)، أستاذ مساعد (۳)، محاضر (٤)، مدرس(٥)، معيد(٢)) وتقديرات الطلاب (ممتاز (٥)، جيد جدا(٤)، جيد(٣)، مقبول(٢)، راسب(١))، وكذلك درجة التأييد لإجابة السؤال (موافق بشدة (٥)، موافق (٤)، متردد(٣)، لا أوافق بشدة (١)). ويجدر بالذكر أن هذا المستوى لا يحدد الفرق بدقة بين قيم الأفراد المختلفة.

• المتغير من النوع المسافة: Scale

وهنا يتم ترتيب الفئات أو الأشخاص موضع البحث ترتيب بمسافات متساوية ويمكن هنا استخدام عمليات مثل الجمع والطرح والضرب دون القسمة حيث لا يتوافر هنا صفر مطلق.

حيث يشير الصفر المطلق إلى انعدام الخاصية فإذا حصل الطالب على صفر مثلا في اختبار اللغة العربية فهل هذا يعني أنه لا معرف أي شيء من مادة اللغة العربية.

المتغير من النوع النسبي:

وهو أعلى مستويات الترتيب والقياس حيث يتوافر هنا الترتيب وفق مسافات متساوية ويتوافر الصفر المطلق ؛ ويمكن إجراء العمليات الحسابية الأربع على هذا النوع من المتغيرات . بما فيها القسمة .

وهذا النمط من البيانات لا يستخدم في العلوم الاجتماعية ، وإنما يستخدم في العلوم الطبيعية بكثرة حيث يتواجد صفر مطلق.

الفصل الثالث التوزيعات التكرارية Frequency Distribution



يهدف التوزيع التكرارى إلى تبسيط العمليات الإحصائية، وذلك بعرض البيانات في صورة ميسرة ومناسبة. كما يهدف عمل التوزيعات التكرارية للبيانات أيضاً إلى صباغتها صياغة عملية تبين أهم المميزات الرئيسية لهذه البيانات.

العلامات التكرارية:

يرمز لتكرار أى درجة مرة واحدة بالرمز (/)، ويرمز للتكرار مرتين بالرمز (//)، كما يرمز للتكرار ثلاثة مرات بالرمز (///) ونستمر فى هذه العملية حتى نصل إلى الرمز (///) لتوضيح التكرارات لخمس مرات ويطلق على هذا الرمز الأخير اسم الحزمة.

مثال (٣ – ١): الدرجات التالية تمثل درجات ٥٠ طالب في امتحان مقرر علم النفس التربوي:

٥	٦	٦	۲	3	٧	٦	٥	٥	٦
٥	٧	۸	٥	٧	٦	۲	٧	٧	٧
٥	٣	٦	٧	٧	٦	٨	٤	٧	٦
٤	٥	٧	٧	٧	٩	٥	7	٦	٦
٩	٥	٨	٦	۲	٥	٦	٣	٦	٥

ويمكن جدولة هذه البيانات في الجدول التكراري الأتي:

جدول (٣ - ١) يوضح طريقة حساب التكرارات من العلامات التكرارية

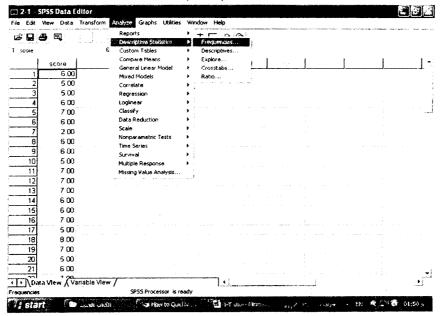
التكرار	العلامات المتكرارية	T
١	/	۲
۲	//	٣
۲	//	£
11	1 744 744	٥
۱۷	11 THL THLTHL	٦
17	11 1111 1111	٧
٣	///	٨
٧	//	٩
٥,		المجموع

Variable من شاشة SPSS من شاشة ولتكوين نفس الجدول باستخدام برنامج SPSS من شاشة View View نقوم بتعريف متغير جديد اسمه Score مثلاً ونختاره من النوع العددى Numeric ومستوى القياس Scale ثم نعود إلى شاشة Data View ونقوم بإدخال البيانات في العموم الأول المسمى Score فنحصل على 00 صف كل صف يمثل Case أو درجة لطالب من طلاب العينة فتظهر البيانات في محرر البيانات بالبرنامج على الشكل 0 التالى.

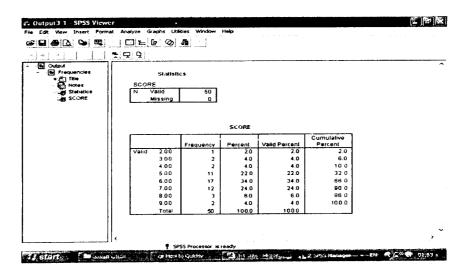
شكل (7 – 1) محرر البيانات الخاصة بدرجات 6 طالب شكل (7 – 1)

score	9 🕮	6 6	[p AA '	·I•I •	ॐ Ø						
Scole	score	r _{at}	1.1	 41	ı	.	: 1	a.	1	4.	۱
	6 00			 					t		1
2	5.00										
3	5.00										
4	6.00										
5	7.00										
6	6 00										
7	2.00										
8	6.00										
9	6.00										
10	5.00										
11	7.00										
12	7 00										
13	7.00										
14	6.00										
15	6 00										
16	7.00										
17	5 00										
18	8 00										
19	7.00										
20	5.00										
	6 00	nable View /									

Analyze من قائمة SPSS من قائمة Obscriptive Statistics نختار Descriptive Statistics ومنها نختار للشكل التالى:



فتظهر لنا شاشة النتائج Out put التالية شكل (m – m) شاشة نتائج مثال (m – m).



الفنات التكرارية:

عندما يزداد تشتت درجات مجموعة من الأفراد في أحد الاختبارات النفسية أو التحصيلية (اختبار التفكير مثلاً) كأن تكون أقل درجة هي ٥ وأعلى درجة هي ٣٠٠ فإن الجدول التكراري يصعب تسجيله بصورة واضحة، ففي مثل هذه الحالات يستحسن جمع هذه الدرجات في فئات تحتويها وترصدها في صورة موجزة بسيطة.

مثال (۳ – ۲):

فيما يلى الجدول (7 – 7) يبين توزيع تكرارى يصنف 0 0 طالباً حسب درجاتهم التحصيلية في أحد مقررات الإحصاء التربوى. وقد قسمت الدرجات إلى فنات طول كل منها 0 1.

جدول (٣ – ٢) التوزيع التكرارى لدرجات ٥٥ طالبا في التحصيل الدراسي للإحصاء

التكرار	العلامات التكرارية	الدرجة
۲	/	77 - 11
£	THH	۲۷ ـ_ ۲۳
۲ ,	1711	77 _ 71
٨	III T#	44 - 44
١٢	11 TH TH	٤٧ _ ٣٨
٧	11 7114	£ Y _ £ F
٥	THH	۸۶ ــ ۲۵
11	1 7114 7114	٥٧ _ ٥٣
٥٥		المجموع

وقد كتبت فنات الدرجات في الجدول السابق موضحاً فيها الحد الأعلى والحد الأدنى لكل فئة، والفئة مثلاً ١٨ - ٢٢ تعتبر فئة الدرجات من ١٨ إلى

77 وطول هذه الفئة هو ٥ درجات. ويتضح من الجدول أن الغنات الواردة فيه لا تشتمل إلا على الدرجات الصحيحة فقط، وقد تحتوى بعض الغنات في كثير من الأحيان على كسور، لذلك فإنه يفضل أن تكون الدرجات كما هو موضح بالجدول رقم (7-7).

جدول (۳ – ۳) فنات الدرجات وتكرار كل فنة

التكرار	(لقنة
Y	-14
£	_77
٦	_ 7 A
٨	_٣٣
١٢	-47
٧	_ £ ٣
	_£ A
11	_07
0.0	المجموع

فالفنة (۱۸-) تدل على جميع الدرجات الصحيحة والكسرية ابتداءً من الدرجة ۱۸ إلى كل درجة أقل من ٢٣، وتكون الفئة الأعلى منها مباشرة هى (٢٣-) التى تشتمل جميع الدرجات ابتداءً من ٢٣ لغاية أقل من ٢٨ والفئة الأعلى مباشرة من هذه الفئة هى (٢٨-) وهكذا.

Frequency Table ويسمى الجدول رقم ($^{\circ}$ – $^{\circ}$) بالجدول التكرارى Frequency Distribution ويطلق عليه اسم التوزيع التكرارى على عدد مرات تكرار فئة من فئات الدرجات في المجموعة الأصلية المكونة من $^{\circ}$ 0 درجة.

ولتنفيذ نفس العملية باستخدام برنامج SPSS نختار متغيرين أحدهما يسمى degree والأخر Frequency ونقوم بإدخال الدرجات كما هى موضحة في الشكل (٣ – ٤):

	and a second	Cr 🚜		₫ [1] 9	10					
gree	18-22					1	1	1	1	
degree	frquency	(3)	99:	12. ⁷ 1:						
1 18-22	2.00									
2 23-27	4.00									
3 28-32	6.00									
4 33-37	8.00									
5 38-42	12.00									
6 43-47	7.00									
7 48-52	5 00									
8 53-57	11.00									
	1									
	t'									
					•					
- ::- 										
19	and the second second second second		•							
26-										
21										

عدد الفنات ومداها:

يرتبط عدد الفنات ارتباطا وثيقا بمدى طول كل فنة وحدودها، فعندما يزداد طول الفئة في أى توزيع تكرارى فإن عدد الفئات يقل تبعا لذلك والعكس بالعكس. ويستحسن أن يكون عدد فنات الدرجات محصورا بين ١٠، ٢٠ فئة حتى يكون معقولاً ومناسباً.

حساب مدى الفنة:

١- المدى المطلق = الحد الأعلى للفئة - الحد الأدنى للفئة.

٢- المدى الكلى = المدى المطلق + ١

ويضاف الواحد الصحيح لأنه بطرح الحد الأدنى من الحد الأعلى للفنة يكون الناتج أقل من عدد الدرجات بواحد.

حساب عدد فنات الدرجات:

يستخرج عدد فنات الدرجات باتباع الخطوات التالية:

١- نبحث عن أكبر درجة وعن أصغر درجة.

٢- نحسب المدى الكلى للدرجات كما يلى:

المدى الكلى = أكبر درجة - أصغر درجة + ١

- ۳- نقسم المدى الكلى على عدد مناسب من الفنات بحيث يتراوح بين
 ۱۰ و ۲۰ فئة.
 - ٤- نحدد طول الفئة من المعادلة التالية:

التوزيع التكراري النسبي:

فى بعض الأحيان لا يكون عدد الأفراد هو المهم ولكن النسبة المنوية لعددهم هى الأهم كما فى حالة الاقتراع فى الانتخابات النيابية. ويمكن عمل التوزيع التكرارى النسبى من التوزيع التكرارى العادى وذلك بحساب احتمال التكرار وهو يساوى

التكرار عدد الدرجات

لكل فئة ثم نحسب النسبة المنوية لتكرارات كل فئة وتساوى حاصل ضرب احتمال التكرار في ١٠٠٠.

مثال (۳ – ۳): فيما يلى درجات ٥٠ طالب في اختبار للتفكير التأملي:

Λź	٨٢	V Y	٧٠	٧٢
۸۰	٦٢	47	٨٦	٦٨
٨٢	۸٧	۸۹	٨٥	٨٢
۸٧	٨٥	٨٤	۸۸	٨٩
٨٦	۸٦	٧٨	٧٠	۸۱
٧.	71	۸۸	٧٩	79
٧٩	۸٦	٦٨	٧٥	٧٧
٩.	٨٦	٧٨	٨٥	۸۱
٦٧	91	٨٢	٧٣	٧٧
۸۰	٧٨	Y ٦	٨٦	۸۳

أ- كون جدول توزيع تكرارى بطول فنة قدره ٣. ب- كون جدول توزيع تكرارى نسبى للبيانات السابقة.

الحل:

جدول (۳ – ٤) أ - فنات الدرجات والتكرارات

التكر ار ات	العلامات التكرارية	فنات الدرجات
۲	//	۲۲_
•	•	٤٢_
٥	THL	_ T Y
٥	THL	_٧.
۲	//	٧٣_
7	1 744	۲۷_
7	1 744	_Y9
7	1744	-47
1.	THL THL	_ / .0
7	1 744	-۸۸
١	/	_91
١	/	-9 £
٥,		

ب- جدول (۳ -- ۰) التوزيع التكراري النسبي

	الموري المسراري المساجي	
% للتكرار	احتمال التكرار	فنات الدرجات
٤	٠,٠٤	-71
•	• •	-7 £
١.	٠,١٠	Y F_
١.	٠,١٠	_Y•
٤	٠,٠٤	-٧٣
١٢	٠,١٢	-٧٦
١٢	٠,١٢	_Y9
١٢	١,١٢	-47
۲.	٠,٢٠	-40
17	٠,١٢	- \ \ \
۲	٠,٠٢	-91
۲	٠,٠٢	-9 £

ويمكن إجراء نفس الخطوات السابقة باستخدام برنامج SPPS كما تم توضيح ذلك في مثال (7-1)، ومثال (7-1).

التمثيل البياني للتوزيعات التكرارية Graphic Representation:

قد يصعب على الفرد فهم خواص التوزيع التكرارى من خلال النظر اللي جدول لهذا التوزيع، لذلك فإنه يمكن للباحث أن يحول جدول التوزيع التكرارى إلى رسم بيانى تتضح فيه خواص هذا التوزيع أوضح مما يكون عليه الجدول، ويتم ذلك بأى صورة من الصور التالية:

۱ ـ المدرج التكراري: Histogram

ويمكن الحصول على المدرج التكرارى بتقسيم المحور الأفقى إلى اقسام متساوية، بحيث يزيد على هذه الأقسام عن عدد الفنات بواحد على الأقل، ويمثل كل قسم من هذه الأقسام فئة من فئات الدرجات. ويبدأ تقسيم هذا المحور من اليسار بفئة أصغر من أى فئة بالجدول. ثم نقسم المحور الرأسى إلى عدد من الأقسام المتساوية يكون عددها أكبر مباشرة من تكرار أكبر فئة فى التوزيع التكرارى. ثم نقيم على كل قسم من الأقسام الأفقية مستطيلاً ارتفاعه يساوى التكرار فى الفئة التى يمثلها هذا القسم وهكذا نحصل على المدرج التكرارى.

ولرسم المدرج التكراري ينبغي مراعاة ما يلي:

- الشكل البياني له محوران أحدهما أفقى والآخر رأسى و هذه يطلق عليها غالباً اسم المحاور الكارتيزية أو محور (س) ومحور (ص).
- ٢- أنه من الشائع تمثيل فنات الدرجات على المحور الأفقى والتكرارات
 على المحور الرأسي.
- ٣- يستحسن أن يكون المحورين عند نقطة الصغر بالنسبة لكل من المقياسين.
- ٤- يكون الرسم البيانى المصغر صعبا فى عمله ويكون أيضا صعبا فى
 قراءته.

فإذا كان المطلوب قراءة قيم على الرسم البياني فإن الرسم الأكبر يكون أفضل في تحقيق هذا الهدف.

٥- ينبغى اختيار الوحدات المناسبة كأن يكون طول الوحدة على المحور الأفقى ممثلاً لطول الفنة.

مثال (٣ - ٤):

مثل التوزيع التكراري الموضح بالجدول التالي بيانيا باستخدام برنامج SPSS.

00_0,	- 50	_£ •	_40	-٣٠	_70	_7.	الفنة
11	77	70	۲.	١٢	٦	٤	التكرار

باستخدام المدرج التكرارى

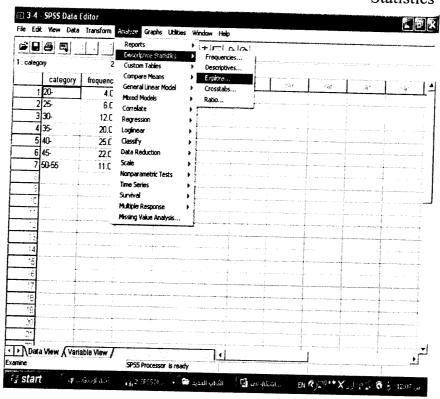
الحل:

نقوم بإدخال البيانات على شاشة مدخل البيانات Data editor من Data editor من Data View هما الفنة Data View هما الفنة (Category) والتكرار Frequency والشكل التالي يوضح ذلك:

- 4	46 11	1 1 3 E	[P] A4	f r	. S	>				
: catego	y	20-								
	category	frequenc		91.	. 1	- A	 1	- 1	· 1	. 1
	20	4.00			 		 			
2	25	6.00								
	30	12.00								
	35	20.00								
	40	25.00								
	45-	22 00								
7	50-55	11.00								
;										
		14.5								
10										
173			1							
-										
	*									

شكل (٣ _ ٥) شاشة إدخال بيانات مثال (٣ _ ٤)

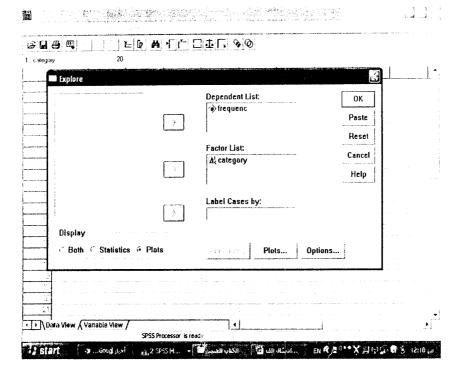
Descriptive نختار Analyze ولرسم المدرج التكرارى من قائمة Statistics



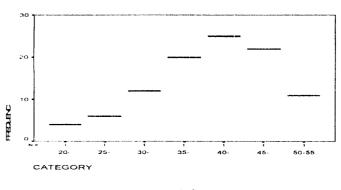
شكل ($^{7} - ^{7}$) يوضح طريقة اختيار أمر رسم المدرج التكرارى

ومن القائمة المنسدلة منها يختار الأمر Explore

والشكل (٣-٧) التالى يوضح لك النافذة التى تظهر فتضع فيها المتغير Frequancy فى خانة Dependant List فى خانة Factor List كما هو موضح.



شكل (٣ – ٧) ومن أيقونة Plots نؤشر على Histogram ثم Ok ثم فيظهر لنا الشكل التالى:



شکل (۳ – ۸)

۲_ المضلع التكرارى: Polygon

لتمثيل الجدول التكراري بيانيا باستخدام المضلع التكراري، نستعمل المحور الأفقى لتمثيل الفنات والمحور الرأسى لتمثيل التكرارات كما في المدرج التكراري ونتبع نفس الخطوات التي اتبعت في رسم المدرج التكراري إلا أن التمثيل هنا يختلف حيث ينبغي تحديد مراكز الفنات وتوضع نقطة وحولها دائرة عند كل فئة مقابل تكرارها ثم نصل هذه النقاط بخطوط ويستحسن هنا إضافة فنتين إحداهما أقل من أصغر فئة في التوزيع التكراري والأخرى أعلى من أكبر فنة فيه. ويكون تكرار هما بالطبع صفراً.

مثال (۳ - ٥):

الحل

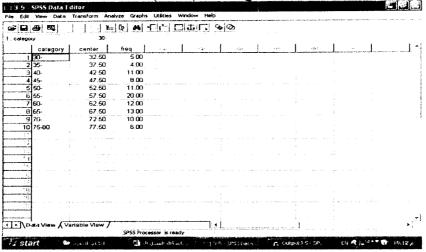
مثل البيانات الواردة في الجدول التالي الذي يبين فئات درجات مجموعة مكونة من ١٠٠ طالب في أحد الاختبارات المدرسية بيانا باستمرار المضلع التكرارى:

الدرجات • ٤ ١١ ٨ ١١ ٢٠ ١٢ ١٣ ١٠ ٦ الكرارات • ١٠ ١١ ٨ ١١ ١٠ ١٣		-Y0 A•	-٧٠	-10	-7.	-00	٠٥,	- 50	- ٤ •	-40	-٣.	فنات
	Ì	7	١.	18	17	٧.	11		-,,	-		الدرجات

ور فروس وور حروب مرد الأن الفنات و التكو ار ات

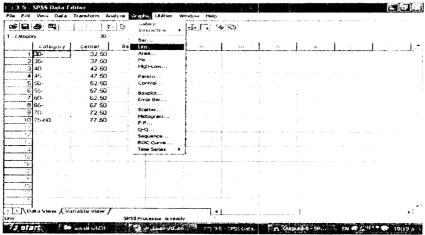
) فنات الدرجات ومراهر العدات	جدول (۳ ٦
التكرارات	مراكز الفنات	فئات الدرجات
0	77,0	-٣.
٤	٣٧,٥	_70
11	٤٢,٥	_£•
٨	٤٧,٥	_ £ 0
11	07,0	_0,
۲.	٥٧,٥	_00
١٢	٦٢,٥	_7.
١٣	٦٧,٥	-70
١.	٧٢,٥	_٧.
٦	٧٧,٥	A Yo

ولأداء هذه العملية باستخدام برنامج SPSS نقوم أولاً بإدخال البيانات من شاشة مدخل البيانات كما يتضمح بالشكل (٣ – ٩) التالى:



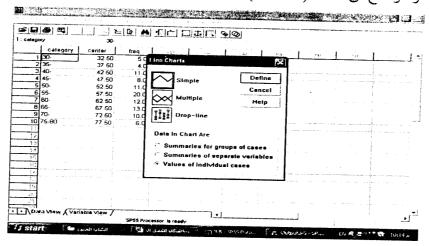
شكل (٣ – ٩) شاشة مدخل البيانات لمثال (٣ – ٥)

ولرسم المضلع التكرارى من قائمة Graphs نختار كما يوضح ذلك الشكل (-7) التالى:

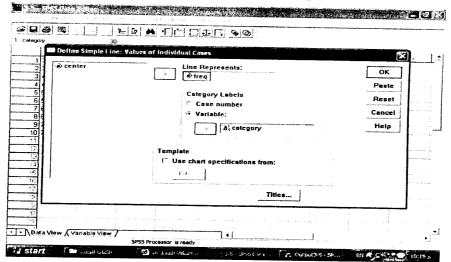


شكل (٣ ــ ١٠) أمر رسم المضلع التكراري

فتظهر لنا نافذة نختار منها Simple ثم نضغط على مربع Define كما هو موضح في الشكل (T-1) التالى:

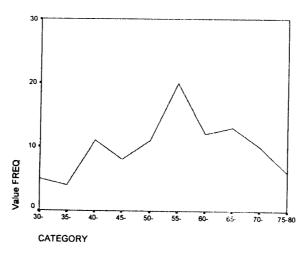


شكل (٣ ـ ١١) بعد الضغط على مربع Define تظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل التالي:



شکل (۳-۱۲)

فنضع المتغير Frequancy (التكرارات) فى خانة كالمتغير Category ونضع فيها المتغير Variable ونضع فيها المتغير وفئة) فنحصل على شاشة المخرجات الموضحة فى الشكل التالى وبها المضلع التكرارى المطلوب.



شكل (٣ _ ١٣) المضلع التكراري لمثال (٣ _ ٥)

٣ ـ المنحنى التكراري Curve:

لتمثیل جدول توزیع تکراری بیانیا باستخدام المنحنی التکراری نقسم المحورین الأفقی و الرأسی لتمثیل الفئات و التکرارات کما سبق تماما ثم نرسم خطا ممهدا و متصلا Smooth and Continous بحیث یمر بکل النقاط التی تمثل مراکز الفنات.

مثال (٣ – ٢): مثل التوزيع التكرارى لدرجات ٥٠ تلميذ في مقرر اللغة العربية بالصف الأول بالمرحلة الثانوية العامة وبيانها كما هو موضح في الجدول التالى:

4	r								
۹۰-۸۰	-٧٠	-1.	_0 ,	-4 •	٠٣٠	_ ۲ •	-1.	فنات الدرجات	
٢	٦	۲	٩	£	٦	ŧ	۲	التكرارات	

الحل:

نتبع نفس الخطوات المستخدمة في رسم المضلع التكراري ولكن من قائمة Graphs نختار Spectral بدلاً من المنافقة

توزيع درجات أفراد المجتمع لفئات الدرجات:

فى بعض الأحيان يحتاج الباحث النفسى أو التربوى إلى تحديد نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين وفى هذه الحالة يقوم الباحث بعمل توزيع تكرارى متجمع تصاعدى أو تنازلى حسب حاجته وفيما يلى طريقة عمل التوزيعين التكرارين المتجمعين التصاعدى والتنازلى والتمثيل البياني لكل منهما:

١- التوزيع التكراري المتجمع التصاعدى:

الجدول (T - V) يبين طريقة عمل التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى للبيانات الخاصة بدرجات مجموعة من الطلاب.

جدول (٣ - ٧) فنات الدرجات والتكرارات - الحدود الدنيا للفنات فاقل - التكرار المتجمع التصاعدي

		<u> </u>	
التكرار المتجمع	أقل من الحدود الدنيا للقنات	التكرار	الفنة
صفر	أقل من ١٠	٥	-1.
٥	اقل من ۲۰	٨	_ ۲ •
١٣	أقل من ٣٠	٧	_٣٠
۲۰	أقل من ٤٠	1 7	_£ •
44	أقل من ٥٠	١٣	_0,
٤٥	أقل من ۲۰	10	_7.
۲۰	اقل من ۷۰	۲.	_٧٠
۸۰	اقل من ۸۰	1 1	-۸・
9.6	اق <i>ل من</i> ۹۰	٦	1 9 .
١	اقل من ۱۰۰		

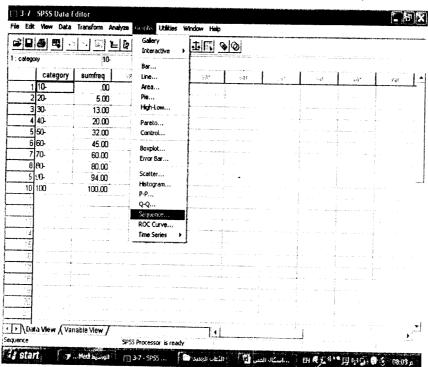
فعندما نرید معرفة عدد الأفراد الذین لم یصلوا إلی مستوی الفئة التی تبدأ بالدرجة $^{\circ}$ و تنتهی بالدرجة الأقل من $^{\circ}$ فأنه بالاستعانة بالتكرار المتجمع التصاعدی الموضح فی جدول $^{\circ}$) یمکن أن نتعرف علی هذا

العدد الذي يساوى ١٣ فردا أي أن التكرار المتجمع الصاعد لأي فئة يدل على مجموع تكرار هذه الفئة وتكرارات الفنات التي تسبقها.

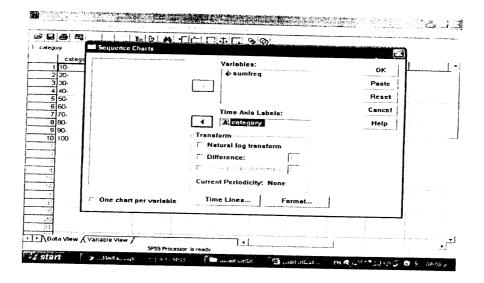
ثانياً: المنحى التكراري المتجمع التصاعدي لفنات الدرجات:

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى حيث يدل المحور الأفقى على الحدود الدنيا لفنات الدرجات ويدل المحور الرأسى على التكرار المتجمع التصاعدى ونسمى الشكل الناتج من رسم هذا التوزيع بالمنحنى التكرارى المتجمع التصاعدى.

ويمكن رسم هذا المنحنى باستخدام برنامج SPSS وذلك كما هو موضح في الشكل (7 - 18):



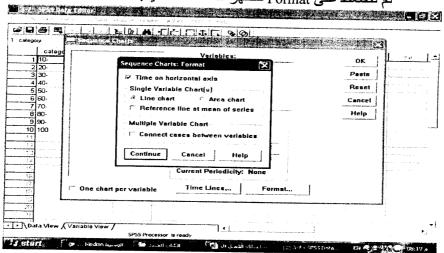
شكل (۳ ــ ۱٤) من قائمة Graphs نختار



شكل (٣ - ١٥)

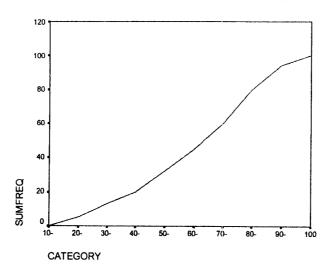
Time نضع التكرار الصاعد في خانة Variables والفنات في خانة Axis labels

ثم نضغط على Format فتظهر لنا النافذة التالية:



شکل (۳ – ۱۹)

نتأكد من التأشير كما هو موضح على Line chart و OK ثم نضغط OK ثم نضغط OK فنحصل على الشكل التالى:



شكل (۳ - 1) المنحنى التكرارى المتجمع التصاعدى لمثال (2 - 4)

٢ - التوزيع التكراري المتجمع التنازلي:

عندما یر اد معرفة عدد الذین حصلوا علی درجات أعلی من مستوی معین، فإننا نستخدم التكرار المتجمع التنازلی والمثال ($- \Lambda$) یوضح طریقة حساب التوزیع التكراری المتجمع التنازلی وتمثیله بیانیا.

مثال (۳ – ۸):

أشتقت عينة عشوائية من مائة طالب من طلبة أحد المدارس الثانوية العامة بمدينة الإسكندرية وتم قياس أطوال الطلبة فوجد أن هذه الأطوال موزعة كما في الجدول التالي:

1414.	_17.	_10.	-14.	-17.	-17.	-11.	-1	فنة الطول
۲	11	١٢	10	۲.	۱۸	١٤	٨	عدد الطلبة

والمطلوب تحويل جدول التوزيع التكرارى السابق إلى جدول توزيع تكرارى متجمع تنازلي.

الحل:

جدول (٣ – ٨) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لأطوال مانة طالب

4 1 1 11		C	
التكرار المتجمع	الحد الأدنى للفنة	عدد الطنبة	فنات الطول بالسم
التنازلي	فاكثر		'
1	۱۰۰ فاکثر	٨	_1
9.4	۱۱۰ فاکثر	١٤	-11.
٧٨	۱۲۰ فاکٹر	١٨	-14.
٦.	۱۳۰ فاکثر	٧.	-17.
٤٠	۱٤٠ فأكثر	10	-18.
40	۱۵۰ فاکثر	1 7	_10.
1 1 7	١٦٠ فأكثر	11	_17.
1 4	۱۷۰ فاکثر	•	
صفر	۱۸۰ فاکثر	1	-17.
<u> </u>	۱۸۰ فانتر		-14.
		١	المجموع

ويمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي لأطوال الطلاب بيانيا باستخدام برنامج SPSS بنفس الطريقة التي وضحناها في مثال (7-7).

تمارين على الفصل الثالث

(٣ - ١) الدرجات التالية هي درجات ٨٠ طالب من طلاب كلية

التربية بالمدينة المنورة في اختبار تحصيلي من مقرر علم النفس التربوي:

۳۸	41	44	٥٢	۳۸	٤٠	۲.	80	۳۸	££
۳,	٤٣	۳۱	٠.	£Y	70	٤١	٣٨	٤١	٣٨
۲۳	44	٣٨	44	٤٧	٤١	٤٣	٥١	£٨	٣٢
40	٤٨	7 £	77	27	£ 9	٤٨	٤٧	٤١	٤١
44	۲.	٣٨	٤٨	44	**	٤١	ŧ ŧ	27	٣٨
77	٣٨	٤١	٥.	40	٣٣	79	77	44	4 4
T £	٤٨	70	۲٥	٣٨	۳۸	Y £	77	40	41
44	٤٧	Y £	£ £	££	۳۷	٣٨	44	٤١	47

أ- أنشئ جدول التوزيع التكرارى لهذه الدرجات مستخدماً طول الفئة ٣ ومبتدنا بالفئة (٢٠ – ٢٢).

ب- أنشئ جدول توزيع تكرارى آخر لنفس الدرجات بطول فنة قدره ٣ ومبتدئا بالفئة (١٨ – ٢٠).

هل سيختلف شكل التوزيعين التكراريين؟.

هل هما توزيعان متماثلان من حيث الشكل وكيف تفسر اختلاف الفنات التي تغطى الدرجات من ٤٥ إلى ٥٢؟.

(٣ - ٢) حصل ٥٥ طالباً في اختبار تحصيلي في مقرر دراسي على الدرجات التالية:

* *	11	٨	۳.	14	۳.	۱۷	۳.	40	4 4
	4.4	۱٤	* *	۲.	۲۳	۲.	70	٨	* ٧
	* *	22	17	17	۲۱	17	۱۸	7 £	17
	19	١٥	11	77	۱۸	٧.	٣ ٤	١٧	۳.
	* V	۲.	10	۲۳	4.4	1 ٧	۲.	* *	۲۳
	~ ~	* \	1 A	• •	* 0		1.7	٧.	٧,

كون الجدول التكراري لهذه الدرجات إذا كان:

أ_ طول الفئة = ٣

ب- طول الفئة = ٥

ثم كون الجدول التكراري النسبي في كل حالة.

(7 - 7) كون توزيعاً تكراريا للدرجات التالية جاعلاً طول الفنة 7:

٥٤	۷٥	١٦	٣٤	٦٤	٤٦	7 £	77
۸۸	00	٨٤	٥٣	77	77	77	٤٧
٤٥	٣.	٥٥	٤٢	0 1	٥٣	99	77
11	٤٠	۳.	οį	٧٨	۸۸	00	٧٦
۹.	٨٥	٧٥	97	٨٩	٧.	٥,	٤٣

ثم مثل هذا التوزيع بيانيا:

أولا: برسم مدرج تكراري.

ثانیا: برسم مضلع تکراری.

ثالثًا: برسم منحنى تكرارى.

(٣ – ٤) أحسب التكرار المتجمع التصاعدى والتكرار المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالى:

£0_€.	_٣٥	-7.	_ 70	_7.	-10	-1.	_0	فنة الدرجات (ف)
1.	۱ ٤	10	۲.	٧.	17	10	١	التكرارات (ك)

هـ قارن بين التوزيعين التكراريين للمجموعتين أ، ب مستخدماً طريقة التمثيل البياني برسم المنحنى لكل منهما والجدول رقم (7-9) يتبين تكرارى المجموعتين:

جدول (٣ - ٩) التوزيع التكراري للمجموعتين أ، ب

تكرار المجموعة (ب)	تكرار المجموعة (أ)	فنات الدرجات
١٥	70	-1.
70	٤٠	_ ۲ ۰
٣٠	٥.	_٣•
۲.	٧.	_£ •
70	10	_0,

تكرار المجموعة (ب)	تكرار المجموعة (أ)	فنات الدرجات
٧.	۳.	_ 7 •
۲٥	1.	-٧٠
70	٧.	-۸۰
٤٠	40	_9.
٧.	۳.	-1
۲٥	00	17 11.

الفصل الرابع مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency



الفصل الرابع مقاييس النزعة المركزية

Measures of Central Tendency

تميل درجات أى توزيع تكرارى إلى التجمع عند نقطة متوسطة فى المدى الموزع فيه التكرار الكلى ويتناقص عدد المفردات كلما بعدنا عن هذه القيم المتوسطة من الجانبين. وهذا لا يحدث دائما فى جميع التوزيعات التكرارية ولكنه يحدث فى أغلب الأحيان. هذا التجمع عند نقطة متوسطة هو ما يسمى بالنزعة المركزية، أى نزعة المفردات لاتخاذ قيم متوسطة Average. وتغيد معرفة القيم المتوسطة فى دراسة خصائص التوزيعات التكرارية، وتوجد عدة أنواع لهذه القيم أهمها الأنواع الثلاثة التالية:

- ١- المتوسط الحسابي Arithmetic Mean.
 - ٢- الوسيط Median.
 - ٣- المنوال Mode

ولكل من الأنواع الثلاثة السابقة للقيم المتوسطة مميزاته وعيوبه يوضحها المؤلفان عند شرح طريقة حساب كل منهم كما يلى:

١ ـ المتوسط الحسابي:

تستخدم كلمة متوسط حسابى فى الحياة اليومية كثيرا. فنقول مثلاً أن درجات الطالب خالد أعلى من المتوسط عندما نرد على سؤال بشأن تحصيله الدراسى، أو نقول أن التلميذة رشا تتغيب عن المدرسة شهريا أقل من متوسط غياب تلميذات مدرستها فى الشهر. وقد يكون مفهومنا عن مصطلح المتوسط مختلفا عن مفهوم المتخصصين عن هذا المصطلح الشائع الذى كثيرا ما نراه فى بيانات الإحصاء التربوى مثل عدد التلاميذ بالنسبة لكل معلم فى مرحلة ما من مراحل التعليم المختلفة، أو متوسط دخل الفرد بالنسبة للدخل القومى. ويمكن تعريف المتوسط الحسابى لعدة درجات مختلفة لمقياس معين بأنه ناتج خارج قسمة مجموع هذه الدرجات على عددها.

طرق إيجاد المتوسط الحسابي:

إذا رمزنا للدرجات بالرمز س فإننا نرمز للمتوسط الحسابي بالرمز سَ وفيما يلى طرق حساب المتوسط:

أ- طريقة حساب المتوسط من الدرجات الخام:

عند حساب متوسط الدرجتين ٨، ١٠ فإننا نجمع هاتين الدرجتين ونقسم الناتج على ٢ فيكون المتوسط هو

و عليه يمكن القول بأن:

حيث محس هو مجموع الدرجات، ن هي عدد الدرجات

مثال (٤ - ١):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

الحل:

$$\begin{array}{c} \mathbf{q} + \mathbf{Y} \circ + \mathbf{Y} + \mathbf{Y} + \mathbf{Y} + \mathbf{Y} + \mathbf{A} \\ \mathbf{V} \\ \mathbf{Y} \\$$

ب- إيجاد المتوسط الحسابي للبيانات المبوبة:

نلاحظ من مثال (١) أن عملية إيجاد المتوسط الحسابى لعدد قليل من الدرجات هي عملية بسيطة، أما إذا كان عدد الدرجات كبيرا فإننا نضع هذه الدرجات في صورة توزيع تكراري، وقد يكون هذا التوزيع بسيطا أو ذات فنات حسب عدد المفردات وتشتتها. وفيما يلى طرق حساب المتوسط من التكرارات البسيطة ومن التكرارات ذات الفنات:

١- إيجاد المتوسط الحسابي لتوزيع تكراري بسيط:

مثال (٤ - ٢):

أوجد المتوسط الحسابي التكراري التالي:

11	١.	٩	٨	٧	٦	٥	الدرجات (س)
۲	٥	٦	٥	٦	ź	4	التكرارات (ك)

الحل:

نحدد عدد الدرجات (ن) و هو فى هذه الحالة يساوى مجموع التكرارات (ن = محك). ثم نوجد حاصل كل درجة فى تكرارها (wك) ثم نجمع الناتج (محس ك) ثم نقسم حاصل الجمع على عدد المفردات فنحصل على المتوسط الحسادى.

جدول (٤ – ١) الدرجات والتكرارات وحاصل ضرب س× ك

س×ك	<u> </u>	س
١.	٧	٥
Y £	ŧ	٦
£ Y	٦	٧
٤٠	•	٨
0 1	٦	٩
٥,	6	١.
77	۲	11
Y £ Y	۳.	

٢- إيجاد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري ذا الفنات:

إذا كان التوزيع التكرارى ذا فنات نتبع الخطوات التالية لحساب المتوسط الحسابى:

- نكتب البيانات الإحصائية في صورة فئات متساوية أو غير متساوية.
- نعین التکرارات التی تحدث فی کل فنة ویرمز لها بالرمز كر(التكرار الحادث فی الفنة التی ترتیبهار).
 - نعین مراکز هذه الفنات ولیکن سر (مرکز الفنة التی ترتیبها ر).
 - نحسب حاصل ضرب س × ك
 - نوجد المتوسط الحسابي (س) من المعادلة التالية:

مثال (٤ - ٣):

أحسب المتوسط الحسابي للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالي:

I	_ £ 0	_£ ·	_40	٣٠.	_70	_ ۲ •	-10	-1.	_0	ف
Ì	١.	٦	۲.	٨	١.	۲.	١٢	٤	١.	শ্ৰ

الحل:

جدول (۲) القدات ــ التكرارات ــ مركز الفنات وحاصل ضرب w^{\pm}

س×ك	س	4	ف
۷٥	٧,٥	١.	_0
٥.	17,0	٤	_1.
۲1.	17,0	17	-10
٤٥.	77,0	۲.	_7.
440	44,0	١.	_ ۲۵
77.	44,0	٨	_٣.
٧٥.	۳۷,٥	۲.	_٣0
700	٤٢,٥	٦	_£.
٤٧٥	٤٧,٥	١.	0,_ 10
۲۸۰۰		1	

مثال (٤ – ٤):

أحسب المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالي:

الحل:

س×ك	س	গ্র	<u></u>
970	97,0	١.	_4 .
9 7 0	97,0	١.	_90
7.0.	1.7,0	٧.	-1
1.70	1.7,0	١.	_1.0
770.	117,0	۲.	-11.
770.	117,0	٧.	-110
1770	177,0	١.	170-17.
1.40.		١	

مثال (٤ - ٥):

أوجد المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالى:

	_٩٠	-40	_٨٠	-40	-٧٠	-70	_٦٠	00	_0,	- £ 0	٠٤٠	ف
1	۲	٤	۲	٤	١.	17	١.	٨	٨	٤	۲	브

الحل:

جدول (٤ – ٤) ف، ك، س، س × ك

س×ك	س	4	نا
٨٥	٤٢,٥	۲	_£ •
19.	٤٧,٥	ź	_£0
٤٢.	٥٢,٥	٨	_0,
٤٦٠	۵۷,۵	٨	_00
770	77,0	١.	-4.
۸۱۰	٦٧,٥	17	_ 7.0
۷۲٥	٧٢,٥	١.	_٧.
٣١.	٥,٧٧	£	_٧٥
١٦٥	۸۲,٥	۲	_A.
٣٥.	۸٧,٥	Ĺ	_^0
١٨٥	97,0	4	_9.
5770		77	

ج- إيجاد قيمة المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات:

فى هذه الطريقة نختار متوسطا فرضيا (أ) ثم نحسب قيمة انحراف الدرجات (ح) عن هذا المتوسط الفرضى أى أن:

فإذا كان لدينا القيم س١، س٢، س٣، ٠٠٠٠ سن

فإن الانحرافات الناتجة يمكن الرمز لها بالرموز ح١، ح١، ح١ حن

$$(i - i - j - i) + ... + (i - i - j - i) + (i - i - j - j - i)$$

$$=(w_1 + w_2 + w_3 ... + w_6) - i$$

ويمكن إيجاد المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام أو التوزيعات التكرارية البسيطة أو التوزيعات التكرارية ذات الفنات.

١- حساب المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام:

مثال (٤ – ٦):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

٥، ٢، ٩، ٤، ٨، ٣، ١١، ٩، ١٠، ٢١

الحل:

نفرض أن المتوسط الفرضي هو ٨.

ثم نحسب الانحرافات ونوجد مجموعها كما هو مبين بالجدول التالى:

جدول (٤ ـ ٥) الدرجة ـ ح					
ζ	س				
٣-	٥				
۲_	٩				
1	٩				
1	ŧ				
	٨				
٥_	٣				
٣	11				
\	4				
٧	١.				
£	14				
٣_					
T -	المجموع				

$$\frac{\Delta - \Delta \cdot \cdot}{\dot{U}} + \dot{I} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot$$

$$\frac{\nabla - \dot{U}}{\dot{U}} + \dot{U} = \dot{U} \cdot \cdot$$

٢- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية البسيطة:

يمكن إيجاد قيمة المتوسط الحسابي في هذه الحالة باستخدام المعادلة:

مثال (٤ – ٧):

أوجد المتوسط الحسابى للتوزيع التكرارى التالى مستخدما بطريقة الانحرافات:

١.	٩	٨	٧	٦	٣	س
٦	٤	۲	1.	۲	٤	ای

الحل:

نفرض أن المتوسط الفرضى هو V ثم نحسب انحر افات الدرجات عن هذا المتوسط الفرضى ونكمل الحل كما هو موضح فى الجدول (2-7).

جدول ($^2 - ^7$) الدرجات، التكرارات، الانحراف عن المتوسط، ح \times ك

ع × ك	τ	গ্র	س
۸_	۲_	٤	٥
۲_	١	4	٦
•	•	١.	٧
۲ ا	١	۲	٨
٨	4	٤	4
14	٣	٦	١.
1.4		4.4	

$$\frac{1}{1} + V = 0$$

٣- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية ذات الفئات:

يمكن حساب المتوسط بطريقة الانحراف من فنات الدرجات بتحديد مراكز الفئات (منتصفات الفئات) ونختار مركز الفئة ذات أكبر التكرارات على أنه متوسط فرضى ونكمل الحل كما سبق ويمكن اختيار أى متوسط فرضى آخر كما فى المثال (δ - δ).

مثال (٤ – ٨):

أوجد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات للتوزيع التكراري التالي:

11-9	_Y	_0	_٣	-1	Ē.
٥	١	۲	۲	1	গ্র

الحل:

أعتبر أن المتوسط الفرضي هو ٦.

جدول (٤ - ٧) يوضح طريقة حساب المتوسط كما يلي:

جدول (2 – 7) الفنات، التكرارات، مراكز الفنات، ح – ح \times ك

				7.7	
١٠	ح ر × ك	الانحرافات ح ر	مراكز الفنات	التكرار ك ر	الفنات
			<i>س</i> ر		
	£_	٤_	۲	١	-1
	£_	۲_	£	۲	-٣
1	•		٦	۲	_0
	۲	۲	٨	١	٠٧
	۲.	£	١.	٥	11 - 9
	١٤			11	

المتوسط الوزنى:

إذا كان متوسط مجموعة من الدرجات هو ٧ ومتوسط مجموعة أخرى من الدرجات ٩ فإن متوسط هذين المتوسطين هو:

فإذا كان لدينا مجموعة من الدرجات عددها ن ا ومجموعة أخرى من الدرجات عددها ن ٢ فإن متوسط متوسطى هاتين المجموعتين هو:

مثال (٤ - ١٠):

أحسب المتوسط الوزنى للمتوسطات التالية:

$$0 = 1$$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$

۲۸

خواص المتوسط الحسابي:

- ۱- المجموع الجبرى للانحر افات عن المتوسط لمجموعة من الأفر اد يساوى صفر. محد (m-m)=0
- ۲- لأى مجموعة من الدرجات يكون مجموع مربعات الفرق بين الدرجات ومتوسطها أقل من مجموع مربعات الفروق بين الدرجات وأى درجة أخرى.
- إذا أضيف لكل درجة عدد ثابت فإن المتوسط يزداد بقيمة نفس هذا
 العدد الثابت.

$$\begin{array}{ccc}
 & (w \pm 1) \\
 & ---- \\
 & &
\end{array}$$

إذا ضربت كل درجة في عدد ثابت فإن قيمة المتوسط الحسابي
 تضرب في نفس هذا العدد الثابت.

- المتوسط الحسابى بالدرجات المتطرفة وهذه الخاصية توضح أهم عيب من عيوب استخدام المتوسط كمؤشر أو كمقياس للنزعة المركزية، لأن وجود درجات متطرفة تجعل المتوسط يعطينا صورة خاطئة عن حقيقة تجمع الدرجات.
- ٦- يتأثر المتوسط بعدد الدرجات وكلما زاد عدد الدرجات زاد تبعاً
 لذلك ميل المتوسط الحسابي إلى الاستقرار وقل ميله للتغير.
- ٧- مجموع متوسطى مجموعتين = متوسط مجموع درجات المجموعتين.

 Λ الفرق بين متوسطى مجموعتين = متوسط الفرق بين درجات المجموعتين.

حساب المتوسط الحسابي باستخدام برنامج SPSS:

(الحزمة الإحصانية للعلوم الاجتماعية):

من قائمة Analyze في الإصدار العاشر وما بعده، أو قائمة Analyze في الإصدار الثامن وما قبله نختار قائمة Descriptive Statistics.

والغرض من هذه القائمة القيام بالإحصاءات الوصفية (مثل المتوسط، والمنوال، والوسيط، وغير ذلك)، والعمليات التكرارية والاستكشاف العام للبيانات.

و هناك أيضا أمر Crosstabs لعمل الجداول الثنائية و هو مفيد في تحليل البيانات التكرارية و عمل بعض الاختبارات الإحصائية مثل مربع كاي - Chi - البيانات التكرارية و عمل بعض الاختبار Fisher's Exact test و Cohen's Kappa.

تحليل البيانات:

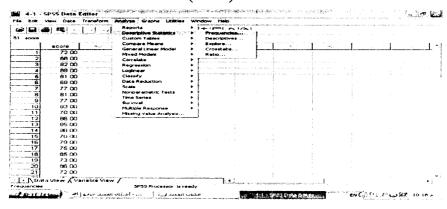
- ۱- أضغط على Statistics (الإصدار الثامن) أو على Analyze (الإصدار التاسع وما بعده) في شريط القوائم.
- ٢- أضغط على Summarize (الإصدار الثامن) أو Summarize (الإصدار التاسع وما بعده) وتؤدى هذه العملية إلى ظهور قائمة أخرى تحتوى على:
 - Frequencies •
 - Descriptires
 - Explore •

٣- فإذا كان لدينا مجموعة من الدرجات كما يلى:

٨٤	٨٢	٧٧	٧٠	٧٢
۸,	7.7	97	٨٦	٦٨
7.7	۸٧	٨٩	٨٥	٨٢
۸٧	٨٥	Λ£	۸۸	٨٩
٨٦	٨٦	٧٨	٧,	۸۱
٧.	7.1	۸۸	٧٩	79
٧٩	٨٦	٦٨	٧٥	٧٧
۹.	٨٦	٧٨	٨٥	۸۱
٦٧	9.1	٨٢	٧٣	٧٧
٨٠	۸٧	٨٦	٨٦	۸۳

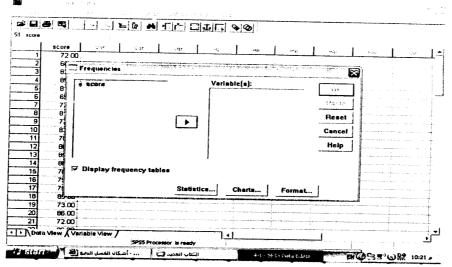
وهذه الدرجات تمثل درجات ٥٠ طالب في اختبار مادة تطبيقات الحاسب الألي، والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الدرجات.

- ٤- نقوم بإدخال البيانات كمتغير واحد أسمه Score مثلاً فيكون لدينا خمسين data كل حالة تمثل بصف أفقى row في شاشة مدخل البيانات View.
- ٥- لحساب المتوسط الحسابى من قائمة Analyze نختار Frequencies ومن القائمة المسدلة نختار statics



فتظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل (٤-٢) فنقوم بنقل المتغير Score إلى المربع Variables ثم نقوم بالضغط على المربع

شکل (٤ ــ ٢)



فتظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل (3-7): شكل (3-7)

core		72	1.112 of the old responsible or expension			7/////////////////////////////////////	" "stodenossay - Manes.	Committee of the	Tedlessociation sectors	* #re-re-see
	score	- #t	vige	√'47	Y'a!	Ast	Y91	var	yar I sa	
!_	72.00	Francis	ncies: Statist			****			-ED)	
_2	68.00	11040	IK WS: JIBIBI	R)			Control of the Contro			
-4	82.00 89.00	Pen	centile Value	B		- Centra	Tendency :	[0 11		
- 5	81.00	11-	Quartiles		1	1	- 1	Continu	니	
6	69.00			·	1	ſ Me	80	Cancel		
큇	77.00		Cut points for	111) eq.	ual groups	□ Me	dlan			
8	61.00	1 r	ercentile(s):		1	ГМо	4	Help		
9	77.00		Ailii	,		1				
10	63.00			!	-	□ Sur	n		1	
11	70.00		Change						1 1	
12	86.00		Hemove		1					
13	85.00			• 1		Value	a suc Gronb	midpoints		
14	88.00 70.00	Disp	ersion			Dietrik	ution			
16	79.00		td. deviation	/ Min	lmum	√ Ske				
17	75.00	E	arlance	□ Max) SEC	Mucsa			
18	85.00	*			4	☐ Kuri	tosis			
19	73.00		lange	ſ⊤ S.E.	mean	1				
20	86.00	Fermenerman	**************************************	THE PERSON NAMED IN COLUMN TWO	CONTRACTOR CONTRACTOR CONTRACTOR	-	WMW PEACE.	1196 Actual conserver 1	romercial .	
21	72.00									

ويمكننا من خلال التأشير على مقاييس النزعة المركزية كلها الحصول على قيمتها بالنسبة للمتغير Score فبالتأشير على المتوسط Mean، والوسيط Ok فيمتها بالنسبة للمتغير Mode والمجموع Sum ثم الضغط على المربع Ok نحصل على شاشة المخرجات الموضحة في الشكل التالي:

شکل (٤ - ٤)

Statistics

	SCORE		
1	N	Valid	50
		Missing	0
	Mean		79.6400
	Median		81.0000
	Mode		86.00
	Sum		3982.00

٢- الوسيط:

الوسيط هو الدرجة التي تتوسط توزيع الدرجات بحيث يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر. ويمكن الحصول على الوسيط بأن نرتب درجات المجموعة ترتيباً تنازليا أو تصاعديا ثم نأخذ القيمة التي تقع في المنتصف تماما إذا كان عدد الدرجات فرديا، أما إذا كان عدد الدرجات زوجيا فإن قيمة الوسيط تساوى المتوسط الحسابي للقيمتين الواقعتين في الوسط.

وللوسيط ميزتان هما:

- ۱- أن قيمته لا تتأثر بالقيم المتطرفة كبرى أو صغرى كما هو الحال في المتوسط الحسابي.
- انه مقياس للوضع ولا يتأثر أساسا بعدد البيانات في التوزيع
 التكراري ولا يتأثر بحجم هذه البيانات ولذلك فإن الوسيط يفضل
 في قياس الوضع للبيانات الإحصائية غير الكاملة من أحد الطرفين.

طرق حساب الوسيط:

يمكن حساب الوسيط باستخدام برنامج SPSS كما وضحنا في الجزء السابق بنفس الطريقة المتبعة في حساب المتوسط الحسابي للبيانات مع التأشير على Median الوسيط.

أ_ حساب الوسيط من الدرجات الخام:

ترتيب الوسيط:

١- إذا كان عدد الدرجات فردياً فإن

٧ ـ إذا كان عدد الدرجات زوجياً فإن:

مثال (٤ - ٩):

أوجد الوسيط للأعداد الأتية: ٥، ٤، ٣، ٨، ٧

الحل:

ترتب الأعداد ترتيبا تنازليا أو ترتيبا تصاعديا فإذا تم ترتيبها تصاعديا فإنه يمكن كتابتها كما يلى:

1, 3, 0, V, A

ن عدد الدرجات فرديا

.. قيمة الوسيط = ٥ (و هو العدد الثالث من كلا الطرفين).

مثال (٤ - ١٠):

أحسب الوسيط للأعداد التالية: ٥، ٨، ١٣، ٦، ٩، ١٢

الحل:

ترتيب الدرجات تنازليا كما يلي:

71, 71, 9, 1, 5, 0

نرتب الوسيط الأول ==

$$r = \frac{r}{r} = \frac{0}{r}$$

:. قيمة الوسيط الأول = ٩

ترتيب الوسيط الثاني =

∴ قيمة الوسيط الثاني = ٨

ب- حساب الوسيط للتوزيعات التكرارية:

١ - حساب الوسيط باستخدام الرسم:

يمكن إيجاد قيمة الوسيط من تقاطع المنحيين المتجمعين التصاعدى والتنازلي من جدول التوزيع التكراري للبيانات الإحصانية المتصلة بعد وضعها في صورة جدول توزيع تكراري ذو فنات متساوية أو غير متساوية.

مثال (٤ - ١١): أوجد الوسيط للتوزيع التكراري التالى:

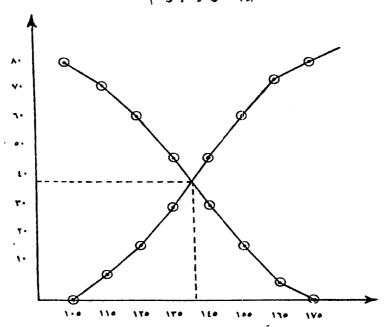
۱۷	٠-١٦٠	-10.	-1 2 •	-18.	-11.	-11.	-1	ف
	٦	١٢	1 £	17	1 £	١.	٨	실

الحل: نحسب كلا من التوزيعين المتجمعين التصاعدى والتنازلي كما هو موضح في الجدول ($\xi = \Lambda$).

التكرار المتجمع التثارلي	الحد الأدنى للقنة فاكثر	التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأدنى للفنة	س	ব	ن
۸٠	۱۰۰ فاکثر	صفر	أقل من ١٠٠	1.0	٨	-1
٧٧	۱۱۰ فاکثر	٨	أقل من ١١٠	110	١.	-11.
77	۱۲۰ فاکثر	1 //	أقل من ١٢٠	170	١٤	-17.
٤٨	۱۳۰ فاکثر	77	أقل من ١٣٠	170	17	-17.
77	۱٤٠ فأكثر	٤٨	أقل من ١٤٠	160	1 £	-16.
١٨	۱۵۰ فاکثر	77	أقل من ١٥٠	100	17	_10.
٦	١٦٠ فأكثر	٧٤	أقل من ١٦٠	١٦٥	٦	1717.
صفر	۱۸۰ فاکثر	۸۰	أقل من ١٧٠	140		

ثم نرسم المنحنى المتجمع التصاعدى والمنحنى المتجمع التنازلى كما هو موضح فى شكل (3-0) فتكون نقطة تقاطع المنحنيين هى النقطة المقابلة لرتبة الوسيط على المحور الرأسى ولقيمة الوسيط على المحور الأفقى ويتضح من الشكل (3-0) أن قيمة الوسيط هى (3-0).

شكل (٤ ــ ٥) إيجاد الوسيط بالرسم



٢- إيجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي:

لحساب الوسيط من التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى نحسب أو لا ترتيب الوسيط و هو فى حالة الجداول التكرارية للقيم المتصلة ($\frac{\dot{\nu}}{\gamma}$) ونحدد الفئة الوسيطية أى الفئة التى يقع فيها الوسيط ثم نطبق المعادلة:

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

ترتيب الوسيط - التكرار المتجمع التصاعدى السابق للفنة الوسيطية

× طول الغنة الوسيطية تكرار الفنة الوسيطية

مثال (٤ ــ ١٢):

أحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

Į	0.10		_40	_٣٠	_70	-۲۰	_10	_١٠	٥.	نف	١
	٣	٧	٥	١.	٥	10	10	٧.	١.	<u>ك</u>	

الحل:

جدول (٤ – ٩) ف، ك، التكرار المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع	أقل من الحد الأعلى للفنة	<u>ائ</u>	ف
التصاعدي			
•	أقل من ٥	-	-
١.	اقل من ۱۰	١,,	_0
۳۰	اقل من ١٥	٧.	-1.
10	اقل من ۲۰	10	-10
٧.	اقل من ٥ ٢	40	_7.
٧٥	أقل من ٣٠	۰	_40
٨٥	اقل من ۳۰	1.	_٣٠
٩.	أقل من ٤٠	٥	-40
4٧	اقل من ٥٤	V	٠٤٠
١.,	أقل من ٥٠	٣	٤٥
		1	

مثال (٤ – ١٣):

إحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

الحل:

-17.	-110	-11.	-1.0	-1	_90	_9 •	ف
1.	۲.	۲.	١.	٧.	١.	١.	গ্ৰ

جدول (٤ - ١٠)

التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدي لفنات الدرجات

		. :
التكرار المتجمع التصاعدى	હ	Li
\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	١.	_9 .
Υ.	1.	_90
1	٧.	-1
	١.	-1.0
l v. l	۲,	-11.
a .	٧,	_110
l	1.	-17.
	1	

٣- إيجاد الوسيط من التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي لفنات الدرجات:

نحسب ترتیب الوسیط ثم نحول التوزیع التکراری إلى توزیع تکراری متجمع تنازلی ثم نطبق المعادلة التالیة:

مثال (٤ - ١٤):

أوجد الوسيط باستخدام التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالي:

TT_T1	-44	_ ۲ ۷	_ ۲ ٥	_ ۲۳	-41	-19	-17	-10	-17	-11	٩_	ف
٣	1	٦	٥	٩			10			٨	£	설

جدول (٤ ــ ١١) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لفنات الدرجات

• •		
التكرار المتجمع التنازلي لفنات الدرجات	এ	ٺ
لفنات الدرجات		
117	£	-9
١٠٨	۸	-11
١	٦	-17
9 £	70	-10
7.4	١٥	-17
٥٤	77	-19
77	۸	-71
7 £	٩	_ ۲۳
10	•	_70
١ ,	٦.	_44
•	1	_44
"	"	TT _ T1
	117	

$$1A, V = 1A \frac{11}{10} = \frac{2}{10} - 19 = \frac{1}{10}$$

مثال (٤ - ١٥):

أحسب الوسيط للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالى:

_9.	-۸۰	-٧٠	_٦٠	_0,	_£ ·	-٣٠	_Y .	-1.	فت
1									
٥	١.	١.	٧,	10	10	١.	١.	٥	설

الحل:

جدول (٤ – ١٢) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي

<i></i>	اسوريح استراري المتبع الد	
التكرار المتجمع التنازلي	গ্ৰ	ف ا
١٠٠	6	-1.
10	١.	-7.
۸۰	1.	
٧٠	10	_£.
٦.	10	_0,
£ 0	٧.	_٦,
. 70	۸٠	_٧.
١٥	1.	-۸۰
٥	٠	19.
	١	

خواص الوسيط:

- 1 يقع الوسيط في أى توزيع تكرارى عادى بين المتوسط الحسابي والمنوال.
 - ٢ يتأثر الوسيط بالدرجات الوسطى ولا يتأثر بالدرجات المتطرفة.

٣- المنوال: Mode

المنوال هو أكثر التكرارات شيوعاً في التوزيعات التكرارية وهو أقل مقاييس النزعة المركزية استعمالاً.

طرق حساب المنوال:

أ- حساب المنوال من التوزيعات التكرارية البسيطة:

مثال (٤ – ١٦):

أحسب المنوال للتوزيع التكراري التالي:

٩	٨	٧	٦	٥	ŧ	٣	۲	w)
0	۲	٣	١٤	۲	٥	٨	٧	<u>ئ</u>

يتبين من الجدول السابق أن أكثر الأرقام تكرارا هو الرقم ٦.

المنوال = ٦.

ب- حساب المنوال من المتوسط والوسيط:

يمكن استخدام العلاقة التالية في حساب قيمة المنوال.

قيمة المنوال = $T \times He$ الوسيط - $T \times He$

مثال (٤ - ١٧):

أحسنب المنوال لتوزيع تكراري لفنات درجات متوسطها ١٥ والوسيط ١٣.

الحل:

$$\therefore$$
 Ilaie | $0 = 7 \times | \text{lemu} = 7 \times | \text{laiemed}$

$$10 \times T - 17 \times T = 10$$

$$9 = 7 \cdot - 79 =$$

ج- حساب المنوال من التوزيعات التكرارية لفنات الدرجات:

تكرار الفلة بعد المنوالية

× طول الفنة

المنوال = الحد الأدنى للفنة المنوالية +

تكرار الفنة المنوالية + تكرار الفنة قبل المنوالية

أحسب المنوال من الجدول التكراري التالي:

-17.	-17.	-10.	-11.	-17.	-17.	-11.	-1	ف
۲	٥	٩	10	77	۲.	1 1	^	<u> </u>

الحل:

نلاحظ أن الفنة المقابلة لأكبر تكرار هي (١٣٠-) وأن تكرار الفنة قبل المنوالية هي ٢٠. هو ٢٠ وتكرار الفنة بعد المنوالية هو ١٠ وطول الفنة المنوالية هي ١٠.

$$1.\times$$
 $\frac{10}{7.+7}$ $+1..$ $=$ $\frac{10}{7.+7}$ $+1..$ $=$ $\frac{10}{4}$ $+1..$ $=$ $\frac{10}{4}$ $+1..$ $=$ $\frac{10}{4}$

د- حساب المنوال عن طريق الرسم:

يمكن حساب المنوال عن طريق رسم المدرج التكرارى للفئة المنوالية والفئة قبل المنوالية والفئة بعد المنوالية فقط ولحساب المنوال بهذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:

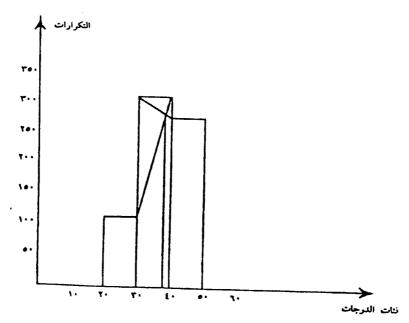
- أ- نرسم مدرج تكرارى للفئة المنوالية والفئة التي قبلها والفئة التي بعدها فقط
- ب- نصل الطرف الأيمن لقمة الفئة قبل المنوالية بالطرف الأيمن لقمة الفئة المنوالية بخط مستقيم.
- ج- نصل عمودا من نقطة تقاطع الخطين الذين تم توصيلهما كما سبق على المحور الأفقى (الخاص بفنات الدرجات) فتكون قيمة المنوال التى يعبر عنها موقع سقوط هذا العمود على المحور الأفقى كما هو موضح في المثال التالى:

مثال (٤ - ١٩): أوجد قيمة المنوال للتوزيع التكراري التالي باستخدام الرسم:

_7 •	_0,	-£·	-٣٠	_ ۲ •	-1.	ف
۲.	17.	۲۸.	٣٢.	17.	١	গ্ৰ

الحل:

من الرسم يتضح أن المنوال = 7 شكل (٤ - 7) حساب المنوال من الرسم



وإذا حسبنا المنوال باستخدام الطريقة الحسابية فإن قيمة المنوال =

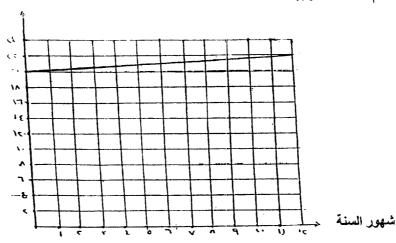
و هذه النتيجة تتفق مع قيمة المنوال المحسوبة من الرسم.

خواص المنوال:

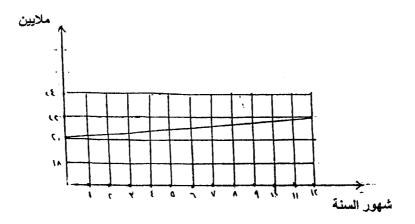
- ١- لا يتأثر المنوال بالدرجات المتطرفة والوسطى فى التوزيع التكرارى وإنما يتأثر بالتكرارات عندما تبلغ نهايتها العظمى بالنسبة لفئة معينة من الدرجات.
- ا- يتأثر المنوال بعدد فنات التوزيع التكرارى ومداها فإذا قل عدد الفنات زاد طول الفئة وزاد تكرارها بالنسبة لنفس التوزيع التكرارى وعليه فإن المنوال يخضع لاختيار عدد الفنات ومداها.
- ٣- يمكن تعدد قيم المنوال وذلك عندما يكون لدرجتين أعلى التكرارات
 بحيث يكون تكرار هما متساويان.

الرسوم البيانية الخادعة:

إذا أردنا إعداد رسم بياني يوضح أن زيادة معدل الدخل القومي خلال عام كانت ١٠ %.



شكل (٤ ـ ٧) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خلال عام

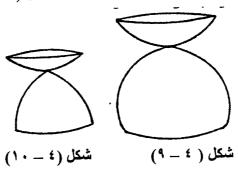


شكل (٤ -٨) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خلال عام

وبالرغم من أن الشكلين (٣ – ٧)، (٤ - ٨) يوضحان نفس معدل زيادة الدخل القومى إلا أن تأثير كل منهما يختلف عن الآخر، فالشكل (٤ -٧) يوحى بأن الزيادة أكبر منها في الشكل (٤ – ٨).

الصور التوضيحية الخادعة:

عند مقارنة الأجر الأسبوعي لعاملين أحدهما في بلد غنى والآخر في بلد فقير، وكان أجر الأول ٦٠ جنيه في الأسبوع وأجر الثاني ٣٠ جنيه في الأسبوع أيضاً فإن الشكل التوضيحي لذات الدخل الأكبر (٤ ــ ٩) يظهر كأنه أكبر من ضعف الشكل التوضيحي لذات الدخل الأصغر (٤ ــ ١٠).



كيف نتحقق من الأساليب الإحصانية المستخدمة:

للإجابة على هذا السؤال نحاول الإجابة عن الأسنلة التالية:

- ١- ما مدى تحيز الباحث للبيانات التى يجمعها؟ فمن الممكن أن يجمع الفرد المعلومات المفضلة بالنسبة له ويتجاهل المعلومات التى لا يريدها.
- ۲- كيف توصل الباحث إلى المعلومات التى جمعها؟ فى أحد استطلاعات الرأى قامت به مجلة تجارية بولاية شيكاغو الأمريكية، تم إرسال الإستبيانات إلى ١٢٠٠ شركة كبرى تسألها فيها عن مدى ارتفاع الأسعار بهذه الشركات.

تمارين على الفصل الرابع

(٤ - ١) أوجد المتوسط الحسابي والوسيط للأرقام التالية:

(2 - 1) أحسب المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالى:

77	٧٠	١٨	١٦	١٤	۱۲	١.	۸	الدرجة (س)
٥	٢	٥	١.	10	٥	٤	0	التكرار (ك)

ثم أحسب الوسيط و المنوال.

-£ • £0	-70	-4.	_40	- ۲ •	_10	-1.	_0	فنات الدرجات
٦	١.	17	١٣	۲.	٦	١.	٨	(ف) التكر ارات (ك)

ثم استنتج المنوال.

(٤ – ٤) باستخدام الرسم أحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالى:

-17 7.	-11	-17	-1.	-٨	٦-	-£	-7	ف
10	١.	١.	۲.	۲.	١.	١.	0	اق

(٤ $_{-}$ ه) إحسب المنوال بالرسم للتوزيع التكرارى التالى:

- £ •	-70	-٣٠	-40	-۲.	-10	-1.	_0	ف
١.	١.	١.	۲.	۲.	١.	١.	١.	اك

(3-7) الجدول التالى يبين توزيع درجات 7.0 تلميذ في امتحان الرياضيات بالصف الأول الثانوي.

-۸۰	٧٠	_٦٠	_0,	٠٤٠	_٣٠	_7.	-1•	فئات الدرجات
\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	٤٠	۲.	۸٠	١.	٥	٥	١.	ك

والمطلوب:

- أ- حساب المتوسط الحسابي.
 - ب- حساب الوسيطي
 - ج- حساب المنوال.
- د- قارن بين القيم المتوسطة الثلاثة السابقة.
 - هـ حساب معامل الاختلاف

بعض المغالطات الإحصائية التي ينبغي على الباحث معرفتها وتجنب الوقوع فيها:

وبعد استعراض مقاييس النزعة المركزية يمكن عرض بعض المغالطات الإحصائية في البحوث.

فبالرغم من الأهمية الكبيرة لنتائج الدراسات الإحصائية في المجالات النفسية والاجتماعية والتربوية إلا أنها قد تكون مضللة إذا لم يحسن اختيار العينات التي يتم إجراء الدراسات الإحصائية عليها. ومن أمثلة نتائج الدراسات الإحصائية المصللة، الدراسة التي أجريت في المملكة المتحدة لمعرفة ما إذا كان أفراد المجتمع الإنجليزي يعرفون النظام المترى في القياس (السم، المتر، الكم، والجرام، الكيلو جرام وغيرها) كمعرفتهم للنظام الإنجليزي في القياس (البوصه والقدم والياردة والميل والرطل وغيرها) وذلك باستخدام استفتاء ثم تطبيقه بعناية على عينة تمثل الرجال والنساء من خريجي الجامعات بلندن، وأشارت النتائج أن ٣٣% من أفراد العينة لم يسمعوا إطلاقاً عن النظام المترى. ثم طبعت أحد المجلات الأسبوعية استفتاء حول نفس الموضوع وأعلنت على

قرانها أن ٩٩% من القراء يعرفون النظام المترى في القياس. وأصبحت هذه النتائج مفخرة لها بعد أن ثبت أن قرائها لديهم القدر الكبير من المعارف العامة.

وهنا نتساءل كيف يمكن أن تختلف نتائج تطبيق الاستفتاء في المرتين بهذه الصورة؟.

وقد حدث هذا الاختلاف في النتائج نظراً لأن الاستفتاء طبق في المرة الأولى على أفراد عينة قد تم اختيار هم بحرص شديد، كما طبق الاستفتاء بالطريقة الفردية وبأسلوب المقابلة المباشرة بين مطبق الاستفتاء وبين المفحوص، أما في المرة الثانية فقد أرسلت المجلة الاستبيانات عن طريق البريد، وبالطبع فإن معظم قراء المجلة الذين لا يعرفون النظام المترى لم يهتموا بإرسال الاستبيانات للمجلة مرة أخرى بعد استكمال البيانات الواردة فيها مما أدى إلى التوصل إلى نتائج مضللة.

فى إعلانات الدعاية للمنتجات المختلفة قد تستخدم بعض نتائج البحوث الإحصائية غير الدقيقة والتى تسهم فى تضليل جمهور المستهلكين. ففى الدعاية لبعض أقراص الحساسية التى تنتجها واحدة من شركات الأدوية، أعلن أن هذه الأقراص قد عالجت نوبات البرد وطبعا استخدمت هذه الأقراص فى حدود ضيقة للغاية قبل الإعلان عنها تجاريا، وقد أشار أحد الأطباء الساخرين بعد سماعه الإعلان الخاص بهذه الأقراص أن هناك حقيقة علمية معروفة وهى أن العلاج السليم باستخدام الأدوية أو الأقراص المختلفة يستمر لمدة سبعة أيام لعلاج نزلة البرد، أما إذا تركت بدون علاج فإنها ستزول تلقائيا فى خلال أسبوع.

وقد أعد المؤلفان هذا الفصل من الكتاب ليوضحا للقارئ كيفية استغلال الإحصاء في الخداع لا لكي يعرفها فحسب ولكن لكي يتعلمها حتى يعى ما يقرأ وما يسمع من نتائج بحوث إحصائية وحتى يتجنب الوقوع في شرك الخدع الاحصائية.

التحيز في اختيار العينة وأثره على النتائج:

إذا كان لدينا برميلاً مملوء بالحبوب الحمراء والبيضاء فإن هناك طريقة واحدة للتعرف على عدد الحبوب من كل لون وهي عد جميع الحبوب. أما الطرق الأسهل لمعرفة عدد حبوب كل لون بالتقريب وهي أن تأخذ عينة من الحبوب ونعد الحبوب الحمراء والحبوب البيضاء ونحسب النسبة مقترحين أن هذه النسبة تمثل النسبة في كل الحبوب الموجودة داخل البرميل. وإذا كانت العينة كبيرة بدرجة كافية وتم اختيارها بعناية فإن تمثيلها للمجموع معقولا، أما إذا كانت العينة غير كافية ولم يتم اختيارها بعناية فإنها لن تمثل المجموع تمثيلا دقيقاً ويكون التخمين في هذه الحالة أقل ذكاءً. إن أي نتانج يتم اشتقاقها من عينات صغيرة أو غير ممثلة المجتمع الأصلى تعد نتائج مضللة ولا يعتد بها.

ونضرب مثالاً آخراً للأثر السالب لعدم تمثيل العينة، وهو عندما ترسل استفتاءات إلى مجموعة من الأفراد وهذا الاستفتاء يتضمن السؤال التالى:

هنا تجب الإجابة على التساؤلات التي تتضمنها الاستفتاءات؟ فإن معظم الأفراد الذين يجيبون بالنفى لا يهتمون بالرد وبالتالى يخرجون من العينة. ومن ثم فإنه من الممكن أن تكون نتيجة الاستفتاء أن كل من استجاب وأرسل الإجابة تكون إجابته "نعم" وبذلك لا تكون العينة ممثلة للمجتمع الأصلى تمثيلا صدادة.

وفى مسح شامل للأسر بأحدى المدن حول أنواع المجلات الأسبوعية التى تقرأها الأسرة حيث كان السؤال الأساسى المطروح هو "ما هى المجلات التى تقرأها الأسرة؟".

وقد أشارت النتائج إلى ارتفاع نسبة قراء إحدى المجلات ذات المستوى الرفيع جداً من الناحية الثقافية وإلى انخفاض نسبة قراء إحدى المجلات ذات المستوى الثقافي الأقل. وبالرغم من هذه النتائج فقد كان لدى الناشرين في ذلك الوقت الدلائل الكافية المؤكدة لتوزيع المجلة الثانية بأعداد أكبر بكثير من إعداد توزيع المجلة الأولى.

وقد يكون السبب في ذلك راجع إلى أن الأسر التي كانت ضمن عينة البحث لم يصرح أفرادها بالحقيقة.

وقد صرح احد علماء علم النفس بأن جميع أفراد المجتمع مصابين بالعصابية، وعندما سنل عن أسباب هذا الإدعاء أو عن الأساس الذى بنى عليه وجهة نظره اتضح أن جميع اختباراته قد طبقت على أفراد من المترددين على عيادته أى أن العينة غير ممثلة للمجتمع الأصلى بالمرة.

وبعد الحرب العالمية الثانية تم تطبيق استفتاء على عينة من الزنوج في إحدى المدن الواقعة جنوب الولايات المتحدة الأمريكية وقد تضمن الفريق الذي قام بتطبيق الاستفتاء مجموعتين من الفاحصين إحداهما من الزنوج والأخرى من البيض، وقد كان السؤال الرئيسي في الاستفتاء هو "هل ستصبح معاملة الزنوج أفضل أم أسوأ في حالة احتلال اليابان للولايات المتحدة الأمريكية؟". وأوضحت النتائج أن مجموعة الفاحصين الزنوج قد أشاروا إلى أن المعاملة ستكون أفضل وهذه النتائج توضح أن هناك تحيز في الاستجابات لدى المفحوصين يرجع لعدة أسباب أهمها الرغبة في إعطاء الاستجابة التي ترضى الفاحص.

حسن اختيار المتوسط:

فى أحد الدراسات تم حساب متوسط دخل الفرد بالدولار الأمريكى فى إحدى المدن فى دولة نامية فكان مقداره ١٠,٠٠٠ دولار فى العام، وبعد مدة زمنية قدرها عامان ثم حساب متوسط الدخل مرة أخرى لسكان هذه المدينة فكان مقداره ٢٠,٠٠٠ دولار أمريكى فى السنة. فهل حدث نمو اقتصادى لسكان هذه المدينة خلال عامين مقداره ١٠٠٠% فى الواقع لم يكن هذا التغير الكبير راجع للنمو الاقتصادى؟ إنما كان سبب اختلاف طريقة حساب متوسط الدخل، ففى المرة الأولى تم حساب متوسط الدخل باستخدام المتوسط الحسابى أى تم جمع مقادير الدخول لكل الأفراد ثم قسم المجموع على عدد الأفراد، وفى المرة الثانية تم حساب الوسيط أى أن مقدار الدخل الذي يقع فى المنتصف كان

. ۲ دو لار وكان من الممكن لو تم استخدام المنوال في حساب متوسط الدخل أن نحصل على قيمة ثالثة تختلف عن القيمتين السابقتين. في مثل هذه الحالة نلاحظ أن عدم تحديد نوع المتوسط قد يؤدي إلى نتائج مضللة، فقد أعلنت إحدى شركات الصلب الأمريكية أن متوسط أجر العامل بها قد زاد بنسبة الا مركات الصلب الأمريكية أن متوسط أجر العامل بها قد زاد بنسبة معظم العاملين بهذه الشركة كانوا يعملون نصف الوقت عند بداية تعيينهم ولكن بعد عام كانوا يعملون كل الوقت مما أدى إلى زيادة أجرهم بمقدار الضعف. فنسبة زيادة الأجر بمقدار ۱۰۷% التي أعلنت عنها للشركة ليست حقيقية.

العينات الصغيرة:

اعلنت إحدى شركات صناعة معجون الأسنان أن ٢٣% من مستعملى نوع المعجون الذى تنتجه الشركة قد تم شفاؤهم من أمراض اللثة التى كانوا يعانون منها وقد أعلنت الشركة هذه النتيجة بإجراء الاختبارات على ١٢ فرد فقط أى أن هذه النتيجة لا يعتد يها.

وهذا نتساءل ما عدد أفراد العينة الذي يكفى لتعميم النتائج? وبالطبع يعتمد عدد أفراد العينة على حجم المجتمع الأصلى الخاضع للدراسة. ففى إحدى المجلات الأسبوعية التى تهة بموضوعات الأسرة ثم نشر معلومة تغيد بأن متوسط العمر الذي يستطيع فيه الطفل أن يمارس المشى هو ١,٤ سنة وهذه النتيجة تجعل كثير من الآباء يصابون بالإحباط إذا لم يتمكن أطفالهم من المشى عند هذه السن. وفي هذه الحالة يكون سوء الفهم الناتج ليس راجع المعلومة المنشورة وإنما يكون راجعا إلى القارئ نفسه. وقد طبق أحد اختبارات الذكاء على طفاين خالد ومحمد، حصل خالد على نسبة ذكاء ١٠٨ وحصل محمد على نسبة ذكاء ١٩٧ أي أن نسبة ذكاء أعلى من المتوسط ونسبة ذكاء محمد اقل من المتوسط. ولكن هاتين النسبتين لا تعبران عن الحقيقة لأن اختبار الذكاء المستخدم أهمل عدد كبير من الخصائص مثل القيادة والإبداع والاستعدادات العقلية والمعرفية والعينة المختلفة وكذلك الحكم الاجتماعي.

الفصل الخامس مقاییس التباین (التشتت) Measures of Variability



الفصل الخامس مقاييس التباين (التشتت) Measures of Variability

Range

Mean Deviation الانحراف عن المتوسط

Quartile Deviation (الأرباعي (الأرباعي)

Standard Deviation الانحراف المعياري

Variance التباين

معامل الإختلاف Differential Coefficient

Percentiles المنينيات

كثيرا ما نصدر احكاما تتعلق بفروق بين مجموعتين من الأفراد في قدرة من القدرات أو في سمة من السمات، فإذا طبقنا اختباراً تحصيلياً في مقرر الإحصاء التربوى على مجموعتين من طلبة وطالبات الماجستير بكلية التربية ووجدنا أن متوسط درجات تحصل الطلبة هو 0 ومتوسط درجات التحصيل الدراسي للطالبات في هذا المقرر هو 0 هن الغطأ القول أن جميع الطلبة أفضل تحصيلاً دراسياً في الإحصاء التربوي من الطالبات دون التعرف على الفروق الغردية في المجموعتين فقد تكون درجات الطلبة محصورة بين 0 و 0 درجة ودرجات الطالبات محصورة بين 0 و 0 درجة ودرجات الطالبات محصورة بين 0 و 0 درجة ولذلك فإن اصدار الحكم على كل طالبة بأنها أقل تحصيلاً من أي طالب من مجموعة طلاب وطالبات الكلية يكون غير صحيح لأنه من الواضح وجود عدد منهن أفضل من كل الطلاب. ولذلك الفروق الفردية داخل المجموعتين أكثر أهمية من الفروق بين المتوسطين.

وعندما نستخدم المتوسطات في المقارنة بين المجموعات فإن المقارنة تكون غير كافية، لأن المتوسط وحده لا يعطى فكرة دقيقة عن خصائص المجموعة. فإذا أخذنا مجموعتين أ، ب كل منهما يتكون من خمس تلاميذ وكانت درجات كل مجموعة منهما في اختبار تحصيلي لمقرر الرياضيات موزعة كالتالى:

44	* *	٣١	40	٣٩	مجموعة (أ)
۲۸	۳.	٣1	٣٢	Y £	مجموعة (ب)

فإننا نلاحظ أن المتوسط الحسابى لكل من هاتين المجموعتين هو ٣١ والوسيط لكل منهما أيضا هو ٣١، أى أن هاتين المجموعتين من التلامية تشتركان فى أكثر من متوسط واحد مع ذلك فالفروق بين المجموعتين كبيرة، وذلك لأن المجموعة (أ) تنتشر درجاتها فى مدى أوسع من المجموعة (ب) ومعنى ذلك أن الفروق بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة الأمد.

وعلى ذلك فإنه ينبغى علينا بالإضافة إلى حساب المتوسط كمقياس للمقارنة بين مجموعتين أن نضع في اعتبارنا أيضا قياس تشتت كل مجموعة، ويقاس تشتت البيانات الإحصائية بمقاييس التشتت التالية:

- .Range المدى
- Mean Deviation عن المتوسط ٢-
- ٣- الإنحراف الأرباعي Semi interquartile
- 2- الإنحراف المعيارى Standard Deviation
 - o- التباين Variance
- 7- معامل الاختلاف Differential Coefficient
 - Percentiles -۷

وفيما يلى طريقة حساب كل منهما:

۱ ـ المدى Range:

أ- المدى المطلق:

يعد المدى المطلق من أبسط أنواع مقاييس التشتت ويمكن حسابه كما يلى: المدى المطلق = أكبر عدد – أصغر عدد

وهذا النوع من أنواع مقاييس التشتت لا يعطى معلومات كافية عن انتشار قيم البيانات الإحصائية والسبب فى ذلك أن الأطراف قد تكون أكثر تطرفا عن بقية أفراد العينة. فإذا كان لدينا درجات مجموعة من الأفراد فى اختبار الميول العلمية والأدبية موزعة درجاتهم كما يلى ٣١، ٢٨، ٢٥، ٤٧، ٥٨ فإن مدى الدرجات المطلق يساوى الفرق بين أكبر درجة وأصغر درجة.

أى أن المدى المطلق = ٦٥
$$- ٢٨ = ٣٧$$
.

وإذا كان لدينا درجات مجموعة أخرى من الطلاب موزعة كما يلى ٨، ١٧، ٢١، ٣١، ٤٥ فإن المدى المطلق في هذه الحالة هو:

المدى المطلق = ٤٥
$$=$$
 ٣٧ = ٣٧.

وبالرغم من أن التوزيعين لهما نفس المدى إلا أنهما مختلفان فى درجة التشتت التى لا يمكن لهذا المقياس تعيينه. وعند استخدام المدى المطلق للمقارنة بين تشتت مجموعتين فإن المقارنة قد تكون غير معبرة تعبيرا دقيقاً إذا قلنا أن تشتت أحد المجموعات أكبر وأقل من تشتت المجموعة الأخرى.

فمثلاً إذا كانت الأرقام التالية هي نسب ذكاء عشرة أفراد وهي ١٣٠، ١٠٤، ١٠٥، ١٠٦، فإن المدى في هذه الحالة يحسب كما يلي:

فإذا استبعدنا درجة الفرد الأول فإن سيتغير ويصبح -99-99= وبذلك يتضح أن وجود درجات متطرفة يؤثر تأثيرا بالغا في المدى المطلق كأحد مقاييس التشتت.

ب- المدى الحقيقى:

- يحسب المدى المحقق بإضافة واحد صحيح إلى المدى المطلق فمثلا إذا كانت هذاك فئة درجات ٥ ـ ، ١ فإن:

المدى المطلق لهذه الفئة هو ١٠ = 0

م المدى **المقابلي ا**يو ٥ + ١ = ٦

لأن درجات هذه الفئة هي ٥، ٦، ٧، ٨، ٩، ١٠ وهذا يبين أن المدى المعتبقي يزيد عن المدى المطلق بمقدار واحد صحيح.

Y- المراك عن المتوسط Mean Deviation!

هو أحد مقاييس التشتت الهامة والتي تستخدم في التعرف على مدى تجانس مجموعة من الدرجات، لأنه كلما كانت قيم الدرجات متجانسة كانت الغروق بينها صغيرة وكانت انحرافات قيمتها عن متوسطها الحسابي صغيرا أيضا. ويمكن تعيين الانحراف عن المتوسط باستخدام المعادلة التالية:

$$\frac{1}{\text{Vier(100 a) Miremed Membro)}} = \frac{1}{\text{Vier(100 a)}} = \frac{1}{\text{Vier(100 a)}}$$

حيث ح هي الانحراف عن المتوسط، س تمثل الدرجات، س تمثل المتوسط الحسابي.

مثال (٥ _ ١):

إحسب الانحراف عن المتوسط للبيانات التالية: ٧، ١٢، ٥، ٦، ٤، ٣، ٨، ٣.

الحل:

وفيما يلى طريقة حساب الانحراف عن المتوسط(١).

^{(&#}x27;) إس - س | تعنى القيمة العديدة للفرق بغض النظر عن إشارة هذا الفرق.

جدول (٥ – ١) حساب الانحراف عن المتوسط | ح |

		
اح	ح = س سُ	الدرجة س
٦	٦	17
۲	۲	٨
1	1	٧
	1	٦
1	1-	٥
7	۲_	٤
٣	٣_	٣
٣	٣_	٣
١٨		
	1	i i

رد
$$|z|$$
 مد $|z|$ $= 7,70$ $= \frac{1}{100}$ $= 0.7,70$ $= 0.7,70$

حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكرارى:

يمكن حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكرارى باتباع الخطوات التالية:

- ١ ـ حساب المتوسط الحسابي.
 - ٢ حساب مراكز الفئات.
- $-\infty$ حساب الفروق بين مراكز الفئات والمتوسط ($-\infty$).
 - ٤ مرب الناتج من الخطوة السابقة في التكر ارات.
 - ٥ ـ نجمع العمود (س سَ) × ك
- ٦- نقسم الناتج من الخطوة السابقة على مجموع تكرارات فيكون
 خارج القسمة هو الانحراف عن المتوسط.

مثال (٥ – ٢):

أوجد الانحراف عن المتوسط للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

٤٠_٣٥	-٣٠	-40	_Y •	_10	_1.	_0	ف
٥	٥	٧.	٣.	۲.	1.	١.	শ্ৰ

الحل

<u> </u>					
س س ک	س ـ س	س × ك	<u></u>	গ্ৰ	ف
177.5	17,75	٧٥	٧,٥	١.	_0
AV, 1	A, V £	170	17,0	١.,	-1•
WV, £	7,75	٣٥٠	14,0	۲.	_10
17,7	1,77	770	44,0	۳.	-4.
٦٢,٦	7,77	٥٥,	44,0	٧.	_40
117.7	11,77	177,0	77,0	•	-٣٠
177,7	17,77	۱۸٦,٥	۳۷,٥	٥	٤٠_٣٥
	 	V 1 V 4		11.	

٣- الانحراف الربيعي Quartile Devation:

يمكن تعريف الانحراف الربيعي (الإرباعي) بأنه القيمة التي تنحرف بها نقط الإرباعي الأول والإرباعي الثالث عن الوسيط.

ويقصد بنقطة الإرباعي الأول هو المئين الخامس والعشرون وهي النقطة التي يقع تحتها ٢٥% تماماً من الدرجات ونقطة الإرباعي الثالث هي المنين الخامس والسبعون وهي النقطة التي يقع تحتها ٧٥% تماماً من الدرجات.

وهاتان النقطتان بالإضافة إلى الوسيط (المئين الخمسين) تقسم التوزيع الكلى للدرجات إلى أربعة أقسام متساوية أو إلى أربعة إرباعيات ويعرف الانحراف الإرباعي باسم نصف المدى الربيعي Semi – interquartile Range وبحسب الانحراف الربيعي من المعادلة التالية:

أى أن الانحراف الربيعي (نصف المدى الأرباعي) هو نصف الفرق بين الإرباعين الثالث والأول وفيما يلى خطوات حساب نصف المدى الربيعى:

- المسب رتبتى الإرباعين الأول والثالث فترتيب الإرباعى الأول إذا كان عدد المفردات أو مجموع التكرارات هو (ن) يكون (ن/ ٤) وترتيب الثالث هو (٣ن/ ٤).
- ٢- نحسب قيمة الإرباعيين الأول والثالث بنفس طريقة حساب الوسيط من
 التوزيعات التكرارية.

وتستخدم المعادلة التالية في تحديد قيمة الربيع الأول ر ا وقيمة الربيع الثالث (ر٣).

قيمة الربيع (الإرباعي) = المحد الأدنى للفنة الربيعية +

ترتيب الربيع - التكرار المتجمع الصاعد للفنة قبل الربيعية

× طول الفنة الربيعية

تكرار القنة الربيعية

٣- نحسب نصف المدى الربيعي من القانون:

مثال (٥ – ٣):

احسب الانحراف الربيعي للتوزيع التكراري التالي:

_0.	_ £0	-٤.	-40	-٣٠	-40	-۲.	-10	-1.	ف ا
1.	۲	١٤	١٤	١٨	<u> </u>	1.4	٦	•	

الحل:

یحسب جدول التوزیع التکراری المتجمع التصاعدی کما هو موضع بالجدول ($^{\circ}$ – $^{\circ}$).

جدول (٥ - ٣) التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع	أقل من الحد الأعلى للفئة	<u>12</u>	ف
التصاعدي	اقل من ١٥	£	-1.
١.	اقل من ۲۰	٦	_10
7 7	اقل من ٢٥	1 4	-7.
£Y	أقل من ٣٠	٧.	_ 7 0
٦.	أقل من ٣٥	۱۸	
V £	اقل من ٤٠	1 1	_٣0
۸۸	أقل من ٥٤	1 1	_£ 1
٩.	أقل من ٥٠	, ,	00_0.
1	أقل من ٥٥		
		1	

$$70, 00 = 0 \times \frac{77 - 70}{70} + 70 = 00$$
 قيمة الربيع الأول = 00×10^{-10} $\times 00 \times 10^{-10}$ $\times 00 \times 10^{-10}$

وهو أحد مقاييس التباين أو التشتت ويرمز له بالرمز ع في حالة حسابه للمجتمع الأصل فسنرمز له بالرمز σ (ينطق الرمز σ سيجما).

أ- طريقة حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام:

لحساب الانحراف المعيارى نتبع الخطوات التالية:

- و يحسب المتوسط الحسابي.
- تحسب الانحرافات عن هذا المتوسط.
- تحسب مربعات الانحرافات عن المتوسط.
- نوجد مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط.
- نحسب متوسط مربعات الانحر افات عن المتوسط.

ثم نوجد الجذر التربيعي للناتج فيكون هو الانحراف المعياري.

مثال (٥ - ٤):

أحسب الانحراف المعيارى للدرجات التالية:

7, 7, 3, 7, 1

$$\frac{77}{\dot{0}} \neq \pm 2$$

$$0 = \frac{77}{\dot{0}} = \pm 1$$

جدول (٥ - ٤) حساب الاتحراف المعياري من الدرجات

	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	
ح۱	ح	س
٩	٣_	7
٤	۲_	٣
' '	١_	٤
١	١	٦
70	٥	١.
٤٠	•	70

مثال (٥ - ٥) أحسب الانحراف المعيارى للدرجات التالية:

Y =	7	س
	٣_	0
	1	٧
!		٨
· ·	,	٩
1	<u>,</u>	11
٩	<u> </u>	1 2 112

مثال (٥ – ٦):

أحسب الانحر اف المعيارى للدر جات التالية:

٥، ٧، ٨، ٢، ٩

$$\frac{1}{2}$$
 $\sqrt{\frac{1}{2}}$ $\pm \frac{1}{2}$ $\pm \frac{1$

ب_ حساب الانحراف المعيارى من جداول التوزيع التكرارى:

١ ـ حساب الانحراف المعيارى للتوزيعات التكرارية البسيطة:

لحساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة في صورة توزيع تكراري بسيط فإننا نتبع الخطوات التالية:

- ١ ـ نحسب المتوسط الحسابي للبيانات.
- ٢ نحسب انحر افات الدرجات عن المتوسط الحسابي (ح).
 - ٣- نطبق المعادلة التالية:

1							<u> </u>	مدان ر
	١.	٩	٨	٧	٦	٥	٤	الدرجات
	۲	٣	١٢	٨	١	٤	0	ك

ح ۲ ك	ح۲	٦	س ك	설	w)
٤٥	٩	٣_	۲.	٥	£
17	٤	۲_	٧.	ŧ	
1	١	1-		1	1 7
	•	•	١٥٦	٨	l v
14	١	١	97	1 Y	
14	٤	۲	77	٣	٩
٨٠	٩	٣	١, ٧٠	۲	١,٠
1 . £			710	٣٥	المجموع

$$V = \frac{150}{70} = \frac{300}{200} = 0$$

$$1, \forall Y \pm = Y, \forall Y = \frac{1 \cdot \xi}{r_0}$$
 $\neq \pm \frac{1 \cdot \xi}{r_0}$ $\neq \pm \frac{1 \cdot \xi}{r_0}$

٢ - حساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة ذي الفنات:

في هذه الحالة نتبع الخطوات التالية لحساب الانحراف المعياري:

- '- نحسب مراكز الفنات، ثم نحسب المتوسط الحسابي ونحسب انحر افات مراكز الفنات عن هذا المتوسط.
- ۲- نضرب تكرار كل فئة فى انحرافها عن المتوسط، ثم نجمع
 حواصل الضرب جمعا جبريا (أى نراعى فيه الإشارات).
- ٣- نضرب تكرار كل فئة في مربع انحراف مركزها عن المتوسط ثم نجمع الناتج.
 - ٤- نستخدم المعادلة التالية في حساب الانحراف المعياري:

أوجد الانحراف المعيرى للبيانات المبينة في الجدول التالي:

٠٥٠	£ D	_£•	_40	-٣٠	_70	-۲۰	نب
11	77	70	۲.	١٢	٦	٤	ك

الحل:

े ट श	۲ 'ح	ك ح	۲	س ك	س	설	ف
1779,07	445,74	٧٣,٢_	۱۸,۳_	٩,	77,0	£	_Y •
1.77,72	177,89	٧٩,٨_	17,7-	170	44,0	٦	_70
۸۲٦,٦٨	٦٨,٨٩	99,7_	۸,٣_	79.	47,0	17	-٣٠
Y . Y , A .	10,89	٦٦_	۳,۳_	٧٥,	4 7,0	٧.	_40
٧٢,٢٥	۲,۸۹	17,0	1,7	1.77,0	٤٢,٥	70	_£•
9 8 4 7 6 8	11,09	1 £ V , £	٦,٧	1.50	٤٧,٥	77	_£0
10.0,49	187,89	144,4	11,7	۵,۷۷۵	07,0	11	_0,
77		٤		٤٠٨٠		١	

$$(\frac{\xi}{1 \dots}) - \frac{7 \dots 7}{1 \dots} / \times 0 \pm 0 = \xi$$

ج- حساب الانحراف المعيارى بالطريقة العامة:

تعتبر الطريقة العامة لحساب الانحراف المعيارى من أدق طرق الحساب لأنها لا تعتمد على الانحراف بطريقة مباشرة. وهذه الطريقة تستخدم في حالتي الدرجات الخام والتوزيعات التكرارية.

- استخدام الطريقة العامة في حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام: في هذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:
 - ٢_ نحسب متوسطات الأعداد.
 - ٣- نسحب مربعات الأعداد.
 - ٤ نحسب مربع متوسطات الأعداد.
 - ٥۔ نطبق القانون.

$$\begin{pmatrix} & & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & \\ & & & \\ & & & \\ & & & \\ & & & \\ \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} & & & & \\ & & & \\ & & & \\ & & & \\ & & & \\ & & & \\ \end{pmatrix}$$

مثال (٥ – ٩): الانحراف المعيارى للدرجات التالية: (، ٢، ٣، ٤، ٦، ١١، ١١، ١٢، ٢٢، ٣٢، باستخدام الطريقة العامة

الحل:

۳س	س
1	1
£	Y
١ ،	٣
44	٦
171	11
1 £ £	1 7
707	١٦
£A£	* *
979	۲۳
1011	44

$$\frac{7}{2} \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} - \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}{q}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}}}} = \frac{\sqrt{\frac{qq}{q}}}{\sqrt{\frac{qq}}}} =$$

٢- استخدام الطريقة العامة في حساب الانصراف المعياري في التوزيعات

ومثال (٥ – ١٠):

يوضح طريقة استخدام المعادلة السابقة في إيجاد الانحراف المعياري للتوزيع التكراري البسيط.

مثال (٥ - ١٠) أحسب الانحراف المعياري للتوزيع التكراري التالى:

٨	٧	0	٤	٣	۲	٦	س
۲	۲	٣	7"	0	٤	٣	<u>ای</u>

س'ك	س'	س × ك	실	س
1.4	٣٦	۱۸	٣	٦
17	٤	۸	ź	۲
٤٥	9	١٥	•	٣
47	17	7 £	٦	£
٧٥	70	10	٣	•
4.8	٤٩	1 1 1	۲ .	٧
144	ጓ £	17	۲	٨
٥٦٦		11.	70	

$$0 = \frac{1}{\sqrt{11 \cdot 10^{3}}}$$

$$0 = \frac{1}{\sqrt{11 \cdot 10^{3}}}$$

$$0 = \frac{1}{\sqrt{110 \cdot 10^{3}}}$$

$$0$$

خواص الانحراف المعيارى:

- ا- يعتبر الانحراف المعيارى أهم مقياس من مقاييس التباين لارتباطه بأغلب المقاييس الإحصائية مثل معاملات الالتواء والتفرطح والارتباط والدرجات المعيارية كما سيتضح فيما بعد.
- ۲- للانحراف المعيارى قيمتان إحداهما سالبة والأخرى موجبة لأن قيمة الانحراف المعيارى هى الجذر التربيعى لكل من متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط مطروحاً من مربع متوسط الانحراف. ويرتبط هذا التعريف بالأسس الإحصائية التى اعتمدنا عليها فى حساب قيمته.

وبما أن القيم العددية للانحراف المعيارى ترتبط بحساب الجذر التربيعى. إذن فالعلامات الجبرية لهذه القيمة قد تكون سالبة وقد تكون موجبة لأن مربعات الأعداد السالبة أو الموجبة تكون دائماً موجبة.

+٣ع +٢ع +١ع م ١٠٤ -٣ع

- ۳- يتأثر الانحراف المعيارى تأثراً شديداً بالدرجات المتطرفة فى التوزيع التكرارى نظراً لاعتماده المباشر على مربعات فروق الدرجات المتوسط الحسابى. وعلى ذلك فالانحراف المعيارى يتأثر بمتوسط الدرجات المتطرفة فى التوزيع التكرارى.
- إذا أضيف عدد ثابت أو حذف عدد ثابت إلى جميع درجات توزيع
 تكرارى فإن قيمة الانحراف المعيارى لهذا التوزيع لا تتغير.

٥- التباين: Variance

التباین هو متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط أى أنه مربع الانحراف المعیارى (3^7) والتباین هو أهم مقاییس التشتت لأنه یعتمد علی الانحراف المعیارى مباشرة.

التباين الوزنى:

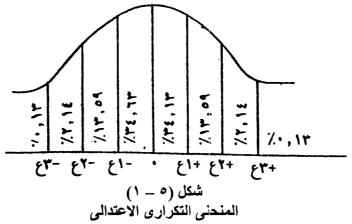
هـو تبـاين مجمـوعتين أو أكثـر. ولحـساب تبـاين مجمـوعتين نتبـع الخطوات التالية:

١ ـ نحسب المتوسط الوزنى:

٢- نحسب مربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط الوزنى
 كما بلى:

معنى التشتت في المنحنى التكراري الاعتدالي:

إذا كان المتوسط الحسابى من الدرجات هو (س) والانحراف المعيارى لها هو (ع) وكانت الدرجات موزعة توزيعا إعتداليا فإننا نجد أنه إذا ابتعدنا عن المتوسط الحسابى بمقدار + 1 انحراف معيارى فإن 70% من البيانات الإحصائية فى هذا التوزيع سوف تقع فى هذه المساحة ونجد أن حوالى 70% من درجات أفراد المجموعة تقريبا تنحصر درجاتهم بين س + 73، س - 73 ويتضح ذلك من الشكل (9-1)، ويمكن استخدام الانحراف المتوسط فى الحصول على مقياس إحصائى بسيط يسمى الخطأ المنوى فى القياس الذى يمكن حسابه من المعادلة التالية:



يستخدم هذا القياس لمعرفة مدى التشابه أو الاختلاف بين مجموعة من القيم ويمكن حساب معامل الاختلاف بقسمة الانحراف المعياري لمجموعة الدرجات على متوسطها الحساس ثم نضرب ناتج خارج القسمة في ١٠٠٠ أي أن:

أحسب معامل الاختلاف للدرجات التالية:

7,0,8,7,

الحل:

٦ ـ معامل الاختلاف:

$$\frac{(\Upsilon \cdot)}{\circ} - \frac{9 \cdot}{\circ} / \pm = \Upsilon \left(\frac{7 \cdot}{\circ} \right) - \frac{7 \cdot}{\circ} / \pm = 2$$

$$1, \xi 1 \xi = \Upsilon / \pm = 17 - 1$$

$$1, \xi 1 \xi = \frac{1}{3}$$

س۲	س
٩	٣
£	۲
17	£
70	٥
44	٦
۹.	۲.

٧- المنينات: Percentiles

المنينات هى النقط التى تقسم التوزيع التكرارى إلى أجزاء منوية، ويشير المنين إلى مركز الفرد بالنسبة للجماعة التى ينتمى إليها حيث يدل المنين على النسبة المنوية للقيم التى تقع قبل القيمة المطلوبة، فإذا كانت الرتبة المنينية لطالب في اختبار للتحصيل الدراسي بالنسبة لطلاب فصله هى (٨٠ درجة) فإن معنى ذلك أن ٨٠% من طلاب الفصل يحتلون مكانا أقل من المكان الذي يحتله هذا الفرد. ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المنينية للدرجة كلما دل ذلك على أنها درجة كبيرة نسبيا لدرجات المجموعة.

خطوات حساب المنين:

الدرجة
$$\times$$
 \times \times الدرجة المئين في المجموعة \times \times ك

٢- نتبع نفس الطريقة المستخدمة فى حساب الوسيط لإيجاد قيمة المنين. أى
 نقوم بعمل التكرير المتجمع التصاعدى ومنه نعرف تكرار الفئة المنينية.

٣ - نحسب قيمة المئين من المعادلة:

قيمة المنين = الحد الأدنى للفئة المئينية + رتبة الدرجة المنينية – التكرار المتجمع التصاعدى السابق للفئة المنينية

× طول الفنة

تكرار الفئة المئينية

مثال (٥ – ١٢):

إحسب المئين ٢٥ والمئين ٨٢ في التوزيع التكراري

۸۰.۷٥	_٧٠	-70	-1.	-00	.0,	_ t o	-1.	_40	-٣٠	-40	٠٢.	-10	١.	-0	i.
٣	7	٧	٨	11	٦	1.4	1	٨	٧	ŧ	٣	٢	١	١	3

الحل:

حساب المنبنيات من التوزيع التكراري

التكرار المتجمع التصاعدى	التكرارات	التكرارات
١ ١	•	_0
۲	4	-1.
٥	۲	_10
٨	٣	-7.
١٢	ŧ	_ 70
19	٧	_ * .
44	٨	_40
77	4	-4 •
٤٨	1 7	_
٥٤	٦	_0,
٥٢	11	_00
٧٢	٧	-7.
V £	Y	-70
٧٧	٣	_V .
۸۰	٣	_٧٥
	۸۰	

$$0 \times \frac{1}{\Lambda} + 70 = 0 \times \frac{19-7}{\Lambda} + 70 = 70$$
 قيمة المئين

تحديد الرتبة المنينية المقابلة لإحدى الدرجات:

لتحديد الرتبة المنينية المقابلة لإحدى الدرجات نتبع الخطوات التالية:

- ١- نحدد الفئة التي تقع فيها الدرجة والحد الأدنى لهذه الفئة.
- ٢- نحسب التكرار المتجمع التصاعدي للفنة قبل الفئة التي تقع فيها الدرجة.
 - ٣- نحسب عدد درجات الفنة التي تقل عن الدرجة و هو يساوى:

- خجمع التكرار المتجمع قبل الفنة وعدد درجات الفنة التي تقل عن الدرجة فينتج عدد جميع درجات المجموعة التي تقل عن الدرجة المعطاة.
 - ٥- نحسب الرتبة المنينية المطلوبة من المعادلة التالية:

مثال (٥ – ١٣):

أحسب الرتبة المنينية للدرجة ٥٠ للبيانات الموضحة في المثال (٥ - ١٢).

الحل:

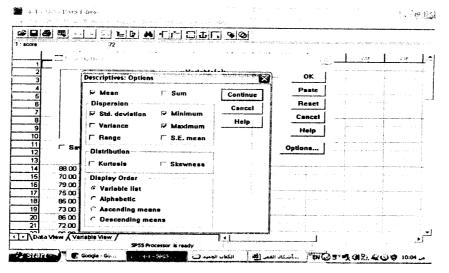
- ١- الدرجة ٥٠ تقع في الفئة (٥٠-).
- ٢- التكرار المتجمع للفئة قبل الفئة التي تقع فيها الدرجة ٥٠ وهو ٤٨.
 - ٣- عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن عدد الدرجة ٥٠

٤- مجموع الدرجات التي تقل عن ٥٠ = ٤٨ + ١٢ = ٦٠.

المنين المقابل للدرجة ٥٠ هو ٧٥.

Analyze من قائمة SPSS ولحساب الإنحراف المعيارى باستخدام برنامج SPSS من قائمة Descriptive نختار D

ثم نقوم بالضغط على المربع Options فيظهر لنا النافذة التالية شكل (٥-٣):



شکل (۵ – ۳)

مثال (٥ – ١٤):

من التوزيع التكرارى في المثال (٥ – ١٢) أحسب الرتبة المنينية للدرجة ٣٥,٦٣.

الحل:

الدرجة ٣٥,٦٣ تقع في الفنة (٣٥-)

والتكرار المتجمع للفئة قبل الفئة (٣٥-) هو ١٩:

. عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣.

$$1 = \lambda \times \frac{17}{0} = \lambda \times \frac{70,17}{0} = 1$$

: مجموع عدد الدرجات التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣.

ولحساب الانحراف المعيارى باستخدام برنامج SPSS يمكن إتباع الخطوات التالية:

- ۱- إذا كانت لدينا درجات خام نقوم بإدخال هذه الدرجات من Data View كمتغير واحد ونسميه Score مثلاً.
- ٢- ثم من قائمة Analyze نختار Descriptives فيظهر لنا النافذة التالية فنقوم
 فيها بنقل المتغير Score للخانة المقابلة.
- "- فنقوم بالتأشير على std. deviation كما هو موضح فى شكل (٥ ٣) وهى اختصار كلمة "الانحراف المعيارى" Standard Deviation، وبقية مقاييس التشتت مثل المدى Range.
- ٤- بعد ذلك نضغط على Continue ثم Ok فنحصل على الجدول التالى
 (٥- ٦) الذى يوضح مقاييس التشتت لدرجات ٥٠ طالب فى اختبار رياضيات.

جدول (٥ - ٢)

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
SCORE	50	61.00	96.00	79.6400	8.03249
Valid N (listwise)	50				

ويعتبر الانحراف المعيارى من أدق مقاييس التباين لأنه لا يتأثر بعدد مفردات العينة ولا بالدرجات المتطرفة فيها. وفيما يلى إيجاز لبعض استخدامات مقاييس المتشتت في العلوم المنفسية والمتربوية والاجتماعية.

أولاً: استخدامات المدى المطاق:

يستخدم المدى المطلق في الحالات التالية:

- التعرف على المسافة بين أقل درجة وأكبر درجة حتى يمكن اختيار مدى
 الغنة المناسب عند تقسيم هذه الدرجات إلى فنات.
- ٢- يستخدم المدى المطلق عند التأكد من عدم وجود درجات متطرفة أو شاذة
 في مجموعة الأفراد التي تقوم بدراسة تشتت درجاتها.

ثانيا: استخدامات الاضعراف الربيعي

يستخدم الانحراف الربيعي في الحالات التالية:

- ١- الحصول على قياس تقريبي للتباين في وقت قصير.
- ٢- عندما تكون درجات بعض أفراد عينة البحث متطرفة.
- ٣- عندما يكون المطلوب معرفة درجة تمركز الدرجات حول الوسط.
- ٤- عندما يكون المطلوب إيجاد مقياس لتشتت توزيع تكراري مفتوح.

ثالثاً: استخدامات الانحراف عن المتوسط:

يستخدم الانحراف عن المتوسط في الحالات التالية:

ا- عند تقریر أوزان لجمیع انحرافات الدرجات عن متوسطها حسب قربها
 أو بعدها عن المتوسط.

عندما یکون المطلوب إیجاد معامل للتباین اکثر دقة واقل تاثر ا بالدرجات المتطرفة.

رابعاً: استخدامات الانحراف المعياري

يستخدم الانحراف المعيارى فيما يلى:

- ۱- إيجاد معامل دقيق للتباين، حيث يعتبر الانحراف المعيارى من ادق معاملات التباين.
 - ٢- يحسب الانحراف المعياري لاستخدامه في نواحي إحصائية أخرى.
- ٣- يستخدم فى حساب الدرجات المعيارية التى تساعد على المقارنة بين
 أفراد فى مجموعات مختلفة من حيث درجات الاختبارات المختلفة.

وفيما يلى عرض موجز لفكرة الدرجات المعيارية وطريقة حسابها وأنواع هذه الدرجات:

أولاً: الدرجات المعيارية واستخدامها في المقارنة بين درجات الأفراد:

إذا فرضنا أن لدينا تلميذين أحدهما في الفصل (أ) والثاني في الفصل (ب) بالصف الثاني بمدرسة أبي نصر الفارابي الابتدائية بالمدينة المنورة، وأننا علمنا أن التلميذ الأول حصل على ٨٥ درجة في مادة الرياضيات والتلميذ الثاني حصل على ٨٠ درجة في نفس المادة. فإننا لا نستطيع أن نجزم بأن تلميل الفصل (أ) أفضل من تلميذ الفصل (ب)، ولا يمكن أن يكون لمثل هذه الدرجات الفصل (أ) أفضل من تلميذ الفصل (ب)، ولا يمكن أن يكون لمثل هذه الدرجات تسمى والتي تسمى درجات خام Raw Scores دلالة دون تحويلها إلى درجات يمكن أن تأخذ في الاعتبار موضع كل تلميذ بين زملاء فصله وهذه الدرجات تسمى بالدرجات المعيارية التي يمكن بواسطتها المقارنة بين الأفراد.

ثانياً: طريقة حساب الدرجات المعيارية:

يمكن حساب الدرجة المعيارية (<) باستخدام المعادلة التالية:

حيث س هى الدرجة الخام المراد تحويلها إلى درجة معيارية، س هى المتوسط الحسابى للدرجات، ع هو الانحراف المعيارى لهذه الدرجات.

مثال (٥ ــ ١٥):

إذا حصل أحد التلاميذ على ٨٠ درجة في امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله هو ٧٠ بانحراف معياري قدره ٥.

وحصل تلميذ ثان على ٧٥ درجة فى امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله فى هذا الامتحان ٦٠ درجة بانحراف معيارى قدره ٤ فأى التلميذين أفضل فى تحصيل اللغة العربية؟.

الحل:

للمقارنة بين التلميذين الأول والثاني نحول درجاتهما إلى درجات معيارية ثم نقارن.

$$1 - 1$$
 الدرجة المعيارية للطالب الأول = $\frac{4 - 4}{6}$ = $\frac{7 - 4}{6}$

$$7.70 = \frac{10}{2} = \frac{7.70}{0} = \frac{10}{2}$$
 = 10. - 10

: التلميذ الأول أقل من التلميذ الثاني في تحصيل اللغة العربية.

مثال (٥ – ١٦):

حول الدرجات التالية إلى درجات معيارية:

ه، ۷، ۸، ۹، ۱۱

الحل:

ح۲	7	<u> </u>
9	٣_	٥
,	١_	Y
	•	٨
١ ,	١	٩
•	٣	11
٧.		٤٠

$$\frac{2 - 3}{0} = \pm 0$$

$$\pm 0$$

$$\pm 0$$

$$\pm 0$$

$$\pm 0$$

$$\pm 0$$

$$\pm 0$$

$$0$$

$$0$$

: الدرجات المعيارية هي:

هذا ويتضم من مثال (3-0) أن الدرجات الخام لا تصلح المقارنة بين الأفراد، أما الدرجات المعيارية فإنها تغيد في عمل مثل هذه المقارنة لأنها تعتبر وحدات مشتركة يمكن تحويل درجات المجموعتين إليها، وبذلك نكون قد حولنا الدرجات جميعها إلى نوع واحد من الدرجات أو نوع واحد من الدرجات

أو نوع واحد من المقاييس مهما اختلفت الدرجات الأصلية. ويمكن تحويل أى درجة خام إلى درجات معيارية إذا عرفنا متوسطها وانحرافها المعيارى. والدرجات التى حصلنا عليها فى مثالى ($^{\circ}$ – $^{\circ}$)، ($^{\circ}$ – $^{\circ}$) تسمى درجات زد ($^{\circ}$ – Score).

ويعاب على هذا النوع من الدرجات أنه قد يكون غير مريح من الناحية العملية نظراً لوجود الإشارات السالبة والإشارات الموجبة ثي هذه الدرجات.

وسيتعرض المؤلفان للدرجات المعيارية وأهم عيوبها بالتفصيل وكذلك الدرجات المعيارية المحولة في الفصل السادس من هذا الكتاب.

استخدامات الرتب المنينية:

- ١- تستخدم الرتب المئينية في الاختبارات النفسية بعامة للتعرف على
 الفروق الفردية في القدرات أو الصفات التي يقيسها الاختبار.
- ۲- يمكن استخدام الرتب المنينية في رسم التخطيط النفسي للأفراد، نظرا لأن الرتبة المنينية تعطى صورة واضحة عن مركز الفرد النسبي في المجموعة التي ينتمي إليها، ولكن ينبغي علينا في هذه الحالة أن نراعي عدم تساوي وحدات القياس المنيني في الرسم.

تمارين على الفصل الخامس

(٥ – ١) أحسب الانحراف المعيارى للدرجات التالية:

٥، ٢، ٧، ٨، ٤

(° – ۲) أحسب الانحراف المعيارى للبيانات الموضحة في التوزيع التكراري التالي:

ſ	Y 7 +	_0,	_£•	_٣.	_٢.	-1.	ن
Ì	١.	٧.	۳.	۳.	٧.	1.	শ্ৰ

(٥ – ٣) أحسب المنين ٥٠ والمنين ٩٠ من التوزيع التكراري التالى:

- 16	-17	-1.	-۸	٧.	_£	٢	Ë
17							
١.	۳۰	٤٠	٤٠	٤٠	۳.	١.	실

(٥ - ٤) أحسب الوسيط والمنوال للبيانات المبينة في الجدول التالي:

-	۳۰-۳۰	_70	-7.	-10	-1.	_0	ف	
	١٤	۳.	17	۲.	٣٢	47	실	

ثم أحسب الرتبة المنينية المقابلة للدر جات التالية:

71, 71, 77

(° - °) أحسب الانحراف الربيعي (نصف المدى الإرباعي) للبيانات المبينة في الجدول التالي:

Γ	Y1-1A	-10	-17	-9	-7	_٣	ف
Γ	٧.	٣.	٧.	۳.	٧.	١.	길

(٥ - ٦) أحسب معامل الاختلاف للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالى:

-11·	_4 .	٠٧٠	_0,	-٣٠	-1.	ف
10	١.	٧.	۳.	١.	10	ك

الفصل السادس المايير الإحصائية السيكولوجية للتوزيعات التكرارية Psychological and Statistical Norms For Frequancy Distributions

Normal Distribution التوزيع الاعتدالي أهم العايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكرارية



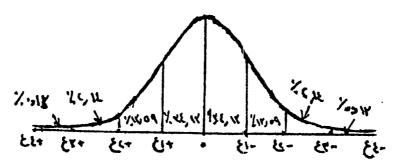
يعتبر تقويم (Evaluation) المعلم لتلاميذه في النواحي التحصيلية والمعرفية والانفعالية المختلفة من أهم مجالات التقويم النفسي والتربوى. ويلجأ المعلم في سبيل ذلك إلى قياس قدرات التلاميذ التحصيلية والعقلية وقياس سماتهم المزاجية أيضا. ويقوم المعلم بهذه العملية، عملية القياس، للتعرف على مستويات (Standards) التلاميذ التحصيلية والعقلية من أجل توجيه عملية التعلم (Learning) المدرسي توجيها سليما بالإضافة إلى التعرف على السمات المزاجية للتلاميذ الذي يساعد على توجيه التلاميذ من النواحي النفسية والتربوية المختلفة. ويستخدم المعلم معيار (Norm) معين لتحديد درجة أداء الفرد بالنسبة لغيره من الأفراد أو بالنسبة للمجتمع الذي ينتمي إليه، وذلك لتحقيق غرض توجيه التعلم المدرسي توجيها سليما.

وفى الحالات التى يستخدم فيها الاختبار لأكثر من مرحلة عمرية أو لأكثر من مستوى تعليمى فإن المعايير ينبغى أن تتدرج حسب مستويات العمر أو الدراسة أو غيرها. فيكون لكل عمر زمنى أو مستوى تعليمى معيار تقاس عليه درجات أفراد العمر الواحد أو المستوى الدراسى الواحد. إن درجات الأفراد في الاختبارات النفسية والتربوية المختلفة ليس لها معنى إلا إذا كان هناك المعيار الذي يمكن أن نقيس عليه هذه الدرجات ونحدد على ضوء هذا المقياس ما إذا كانت هذه الدرجات مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة عن المستوى العادى للأفراد الذين هم في سن هذا الشخص وظروفه.

وسيتعرض المؤلفان في هذا الفصل إلى التوزيع التكراري الاعتدالي Normal Distribution قبل استعراض المعايير الإحصائية النفسية بأنواعها المختلفة وطرق استخدامها.

التوزيع الاعتدالي وخصانصه: مقدمة:

إن غالبية الطرق الإحصائية المستخدمة فى الإحصاء الوصفى تقوم على أساس افتراض أن المتغيرات الإحصائية تتوزع توزيعا اعتداليا ويتخذ شكل هذا التوزيع الصورة التالية:



شکل (۱ – ۱)

ويسمى الشكل (7-1) بالمنحنى الإعتدالى أو المنحنى المعتدل وهذا المنحنى يلائم جميع المتغيرات الإحصائية التى يكون توزيعها طبيعيا ولكن فى الحياة العملية نلاحظ أن بعض المتغيرات الإحصائية التى تتوزع توزيعا يبتعد عن شكل هذا المنحنى وكلما زاد عدد عناصر العينة التى يأخذها الباحث زيادة كبيرة فإن توزيع هذه المتغيرات يقترب اقترابا كبيرا من التوزيع المعتدل.

المقاييس التي تناسب المنحنى الاعتدالي:

يفترض فى البيانات التى يجمعها الباحث فى العلوم التربوية والسلوكية والاجتماعية، أن توزيعها يلائم المنحنى الاعتدالى، وهذا الافتراض يقوم أساسا على نظرية النزعة المركزية التى تؤكد أننا إذا اخترنا عددا كبيرا جدا من العينات عشوائيا من المجتمع موضع الدراسة، وكان حجم كل عينة من هذه العينات كبيرا جدا ومساويا لحجم كل عينة من العينات الأخرى التى تم اختيارها عشوائيا.

فإن متوسطات هذه العينات تتوزع توزيعا اعتداليا حول المتوسط الحسابي للمجتمع كله.

وبصفة عامة فإن التوزيع الاعتدالي يتميز ببعض الخصائص العامة والتي يمكن إجمالها فيما يلي:

خصانص المنحنى الاعتدالي:

- 1- يمثل التوزيع الإعتدالي بيانيا بمنحنى جرسى كما هو موضح بأشكال (0-1), (1-1).
 - ٢ ـ لا يتأثر شكل المنحنى الاعتدالي بعدد العناصر التي تدخل في التوزيع.
- منحنى التوزيع الاعتدالي هو منحنى متماثل حول الخط الرأسي المار بنقطة رأس المنحنى أي يوجد ٥٠% من التوزيع على يمين هذا الخط الرأسي (محور التماثل) ويوجد ٥٠% من التوزيع على يساره.
- هذا وإذا ابتعدنا عن محور التماثل يمينا أو يسارا بمسافات متساوية فإن التوزيعين على اليمين وعلى اليسار يكون لهما نفس النسبة المنوية.
- 2- يتركز حول محور التماثل في التوزيع الاعتدالي أكبر عدد من البيانات الإحصائية ويقل العدد بالتدريج كلما بعدنا عن محور التماثل يمينا أو يسارا.
- هـ لا يوجد حد أعلى ولا حد أدنى للتوزيع الاعتدالى وكلما ابتعدت العناصر عن رأس التوزيع الاعتدالى كلما زادت فرص حدوثها وكلما اقتربت من ذيل المنحنى بعداً عن محور التماثل كلما قلت فرص حدوث هذه العناصر إلى الحد الذى يمكن فيه إهمالها.
- جميع مقاييس النزعة المركزية (المتوسط الحسابي الوسيط المنوال)
 تقع على نفس البعد من محور التماثل يمينه أو يساره.

المنحنى الاعتدالي المعياري Standardized Normal Curve:

يسمى المنحنى الاعتدالى الذى يرسم باستخدام الدرجات المعيارية للاختبارات التربوية والنفسية المختلفة بالمنحنى الاعتدالى المعيارى. وهذا المنحنى يفيد فى دراسة الإحصاء الوصفى لما يتميز به من خصائص إحصائية. خصائص المنحنى الاعتدالى المعيارى:

- ١- متوسط الدرجات يساوى صفرا.
- ٢- الانحراف المعياري يساوي ١.
- ۲- المساحة المحصورة بينه وبين المحور الأفقى (محور س) تساوى ١,٠٠٠.
 المساحات تحت المنحنى الإعتدالى:

حيث أن المنحنى الاعتدالى يستخدم كثيرا فى التفسير الإحصائى لدرجات الاختبارات النفسية فإن الكاتبين قد أعدا حساب للمساحات التى تقع تحت هذا المنحنى فى جداول خاصة ألحقت بهذا الكتاب يمكن الرجوع إلى الملحق رقم (١).

فى هذه الجداول نلاحظ أن العمود الأول يمثل قيمة الدرجات المعيارية (<)، وهنا تجدر الإشارة إلى أن الدرجات الموجبة فقط هى التى دونت فى الجداول المشار إليها لأن قيم الدرجات السالبة هى نفسها قيم الدرجات الموجبة ما عدا تغيير الإشارة.

أما العمود الثانى فى هذا الجدول فإنه يوضح المساحات التى تحت المنحنى الاعتدالى المحصورة بين المتوسط والنقط التى تبين درجات الانحراف المعيارى.

والعمود الثالث في هذه الجداول يعطى المساحات تحت المنحنى الاعتدالي والتي تقع خلف درجة معيارية معينة في اتجاه واحد.

ومن هذا الجدول يمكن حساب المساحة الواقعة تحت المنحنى الاعتدالى بين أى درجتين معيارتين.

ولتوضيح طريقة استخدام الجداول المخصصة للمساحات الواقعة تحت المنحنى الاعتدالى بين أى درجتين معياريتين نفترض أننا حصلنا على درجات مجموعة من التلاميذ في أحد الاختبارات التحصيلية وحولناها إلى درجات معيارية لها توزيع تكرارى معتدل وكان متوسط هذه الدرجات هو ٥٠ والانحراف المعيارى لها هو ١٥ فما قيمة المساحة التي تقع تحت الدرجات التي تزيد عن ٢٦٠.

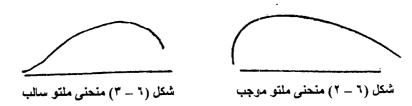
ولحساب قيمة المساحة التي تقع تحت الدرجات التي تزيد عن ٦٦ نحول هذه الدرجة إلى درجة معيارية كما يلى:

$$1, \cdot Y = \frac{17}{10} = \frac{0 \cdot -17}{10} = >$$

وبالرجوع إلى جدول المساحات أسفل المنحنى الاعتدالى فإننا سنحصل على القيمة من العمود الثالث الذى يمثل المساحة خلف الدرجة المعطاة فنجد أن قيمتها في الجدول ١٤٢٣، وهي قيمة أكثر قليلاً من ١٤% من درجات الاختبار التحصيلي في توزيع الدرجات الاعتدالي أي أن هذه النسبة تبين نسبة عدد الحاصلين على أكثر من ٦٦ درجة في التوزيع الاعتدالي لدرجات الاختبار.

الالتواء Skewness:

بعد أن رأينا أهمية التوزيع التكرارى الاعتدالى وعرفنا خصائصه، وتجدر الإشارة إلى أن المنحنى الاعتدالى المعيارى نادر الحدوث من الناحية العملية، ولكننا نحصل عادةً على منحنى إما قريب من التماثل أى قريب من المنحنى الاعتدالى المعيارى أو منحنى ملتو. وقد يكون الالتواء موجبا أو سالبا والأشكال التالية تبين المنحنيات الملتوية الموجبة والسالبة.



ولقياس درجة التواء المنحنى سواء كان هذا الالتواء سالبا أو موجبا فإنه توجد ثلاثة مقاييس للالتواء يمكن استخدام أى منها. وهذه المقاييس يرمز لها بالرموز ت، ت، ت، على الترتيب. ويمكن حساب كل منها كما يلى:

وهذه المعادلة أيضاً تسمى معامل بيرسون الأول للالتواء.

وهذه المعادلة أيضا تسمى معامل بيرسون الثانى للالتواء

مثال (۱ - ۱):

ً اوجد معامل التواء المنحنى الناتج من التوزيع التكراري للبيانات

التالية:

_9.	-٧٠	_0,	_٣.	-1.	ف
10	۲.	۳,	۲.	10	গ্ৰ

الحل:

الحسابى	المتوسط	حساب	أولاً:
			_

ح ك		7	T		اولا: حساب المتوسط السام			
ح ۵	ح ك	7	۲	س ك	مراكز الفنات	<u> </u>	ف	
u ,					(س)			
Y £	٦٠٠_	17	٤٠_	٣٠.	٧.	10	-1.	
^ • • •	٤٠٠_	٤٠٠	۲۰_	۸۰۰	٤٠	۲.	_٣.	
•	•	•	•	14	٦.	٣.	_0.	
۸٠٠٠	٤٠٠	٤٠٠	۲۰+	17	۸۰	۲.	٧.	
7	۲.,	17	٤٠+	10	١	10	_9.	
76				7		1		

$$3 = \sqrt{\frac{\alpha - 5}{0}} - \frac{\alpha - 5}{0} = 8$$

ثانياً - حساب الوسيط:

التكرار المتجمع	أقل من الحدود	<u>ا</u>	ف				
10	اقل من ۳۰	١٥	=1.				
70	أقل من ٥٠	۲.	_٣.				
70	اقل من ۷۰	۳.	_0.				
٨٥	اقل من ۹۰	۲.	_v.				
1	اقل من ۱۰۰	10	_9.				
		١					

$$= \frac{(\mathfrak{t} - \mathfrak{I} \cdot) - (\mathfrak{I} \cdot - \lambda \cdot)}{(\mathfrak{t} \cdot - \mathfrak{I} \cdot) + (\mathfrak{I} \cdot - \lambda \cdot)} =$$

ويلا حظ أن قيمة الالتواء تساوى صفر باستخدام الطرق الثلاثة السابقة، ومعنى ذلك أن البيانات يمكن تمثيلها بيانيا بمنحنى ينطبق تماما على المنحنى الاعتدالي.

والمثال (٦ – ١) يوضح خصائص المنحنى الإعتدالى ويحققها كما سبق استعراضها في هذا الفصل وهذه الخصائص تتضح من تساوى مقاييس النزعة المركزية الثلاثة فكل منها يساوى ٦٠.

مثال (۲ – ۲):

أحسب معامل الالتواء للتوزيع التكرارى التالى وذلك باستخدام طرق معامل بيرسون الأول ومعامل بيرسون الثانى وكذلك طريقة الأرباعين الأعلى والأدنى والوسيط للتوزيع التكرارى التالى:

- £ 7	-٤1	-٣٦	-٣1	_ ۲٦_	-71	-17	ف
١٦	۲.	٤٠	۲.,	1	££	۸۰	গ্ৰ

الحل: الجدول التالى يبين التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى للبيانات المعطاة:

التكرار المتجمع الصاعد	<u>ઇ</u>	ف
۸۰	۸۰	-17
17 £	í í	- ۲۱
7 T £	1	_ ٢٦
£ Y £	Y • •	-٣١
£7£	٤.	_٣٦
£A£	٧.	- £ 1
٥.,	17	-£7
	٥,,	

ولحساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري نقوم بإعداد الجدول

التالي:

ح' ك	ح ك	ح' ا	٦	س ك	مراكز	<u>ئ</u>	ف
1107.	97_	1 8 8	17-	1 5 4 .	14.0	۸.	-17
7.07	٣٠٨_	٤٩	٠٧	1.75	17,0	£ £	-71
٤٠٠	Y	£	٧_	710.	14,0	١٠.	-77
14	٦٠٠	٩	٣	177.	77,0	۲.,	-71
707.	77.	٦ ٤	٨	101.	٣٨,٥	٤.	_77
۳۳۸۰	77.	179	١٣	۸۷۰	٤٣,٥	٧.	- 4 1
1111	444	771	١٨	777	٤٨,٥	17	-67
709	صفر			1070.		٥.,	

$$y = \frac{\sqrt{2 - 2}}{\sqrt{2}} - \frac{2 - 2}{\sqrt{2}} = 2$$

المنوال = $T \times الوسيط - T \times المتوسط$

ر (المتوسط الحسابي -- الوسيط) بيرسون الثاني للألتوا المتوافي الانحراف المعياري

$$\cdot, \xi \wedge - = \frac{(71,70-7.0)^{7}}{\sqrt{7}} = \frac{(71,70-7.0)^{7}}{\sqrt{7}}$$

معادلة حساب الالتواء باستخدام الأرباعين الأدنى والأعلى والوسيط

هی:

$$|\dot{V}|_{\text{Lie}}|_{1} = \frac{(|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}}|_{2} |\dot{V}_{\text{C}}|_{2}}{|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}}|_{2}} |\dot{V}_{\text{C}}|_{2} + (|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}}|_{2}} |\dot{V}_{\text{C}}|_{2} + (|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}}|_{2}} |\dot{V}_{\text{C}}|_{2} + (|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}}|_{2} + (|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}}|_{2}} |\dot{V}_{\text{C}}|_{2} + (|\dot{V}_{\text{C}}|_{1} + 2) |\dot{V}_{\text{C}$$

$$\cdot, \uparrow \Lambda = \frac{\uparrow, \xi V_{-}}{\Lambda, \lor \Upsilon} = \frac{c, 7 \cdot - \Upsilon, 1 \Upsilon}{c, 7 + \Upsilon, 1 \Upsilon} =$$

مما سبق يتضبح أن إلتواء التوزيع التكراري السابق هو التواء سالب وصغير.

المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية:

يمكن تصنيف المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية إلى نوعين رئيسيين هما:

- أ- معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهى:
 - ١- معايير العمر.
 - ٢- معايير الفرق الدراسية.
 - ٣- المئينيات.
 - ٤- الدرجات المعيارية.
 - ب. معايير تعتمد على التوزيع التكراري الإعتدالي وهي:
 - ١- المعيار التائي.
 - ٢- المعيار الجيمى.
 - ٣- السباعي المعياري.
 - ٤- التساعي المعياري.

وفيما يلى عرض موجز لكل نوع من هذه المعايير.

أولاً: معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهى:

أ- معيار العمر Age Equivalent Norm

طريقة حساب معيار العمر:

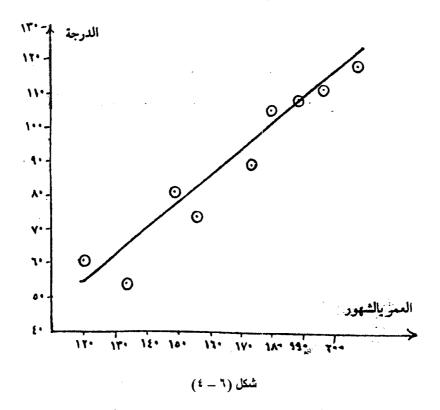
لحساب معيار العمر نتبع الخطوات التالية:

نطبق الاختبار النفسى أو التربوى على عينات من الأفراد من أعمار زمنية متتالية ويفضل أن تحول هذه الأعمار إلى الشهور وتحسب فنات الأعمار التى تمتد إلى سنة زمنية بحيث تبدأ من منتصف السنة السابقة لها وتمتد فى مداها إلى ما قبل منتصف السنة التالية لها بشهر واحد فمثلاً يحسب العمر

الزمنى للطفل الذى يبلغ من العمر ١٢ سنة و٦ شهور إلى ١٢ سنة و٥ شهور أى من ١٥٠ إلى ١٦ شهر .

يحسب التوزيع التكرارى لدرجات الأفراد فى كل فئة من الفنات العمرية ثم يحسب من ذلك التكرار، المتوسط الحسابي لدرجات هؤلاء الأفراد.

يرسم خط بيانى ليدل على العلاقة بين متوسط الدرجات والأعمار الزمنية كما فى الشكل (7-3) التالى:



من الشكل السابق يمكن تعيين درجات الاختبار إذا عرفنا عمر فرد معين وهذا يفيد عند تطبيق اختبار يقيس القدرة العددية مثلاً فإنه يمكن حساب النسبة العقلية العددية من المعادلة التالية:

هذا وقد لخص فؤاد البهى السيد (١٩٧٩) نسبة الذكاء والنسبة التعليمية والنسبة التحليمية والنسبة التحصيلية على النحو التالى:

عيوب معايير العمر:

يعاب على معايير العمر الزمنى أنها تعتمد فقط على الأعمار الزمنية، وإذا استخدمت في النواحي التحصيلية، فطالب الفرقة الثانية بالمرحلة المتوسطة البالغ من العمر ١٢ سنة لابد وأن يتفوق على طالب الفرقة الأولى البالغ من العمر ١٢ سنة أيضاً. أي أن الاختبار يضير الطالب الذي عمره ١٢ سنة ومقيدا بالصف الأول المتوسط لأنه إذا كان هذا الاختبار من النوع التحصيلي فإنه يعتمد في جوهره على ما درسه طالب الصف الثاني المتوسط ولم يدرسه طالب الصف الأول بالرغم من تساويهما في العمر الزمني، ولكن إذا كان الاختبار

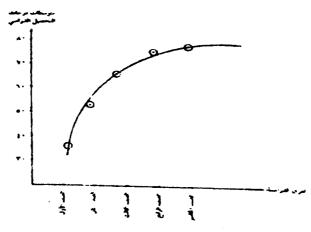
متحررا من النواحى التحصيلية المدرسية كأن يقيس القدرات العقلية العامة مثلا فإن الاختبار يكون صالحاً لتحديد تلك المعايير. وفيما يلى موجز لأهم عيوب معيار العمر:

- ۱- النمو العقلى أو التحصيلي لا يساير تماما النمو الزمنى للأفراد ومن هنا فإن النسبة لا تظل ثابتة.
- ان نمو الذكاء لا يستمر مدى حياة الإنسان ولكنه يقف عند سن معين
 ولذلك فمهما تقدم عمر الفرد فإننا نفترض حدا ثابتاً لنموه الزمنى و هو
 السن الذي يتوقف عنده الذكاء.
- ۳- النمو التحصيلي لا يستمر في النمو طوال العام بمعدلات ثابتة ولكنه يختلف من مقرر دراسي إلى مقرر آخر.

ب- معيار الفرق الدراسية:

طريقة حساب معيار الفرق الدراسية:

- 1- يطبق الاختبار، المراد عمل معيار للفرق الدراسية على أساسه، على عينة كبيرة من التلاميذ ويشترط أن تكون هذه العينة ممثلة للصفوف المختلفة في وقت واحدا.
 - ٢- يحسب المتوسط الحسابي لتحصيل التلاميذ في كل فرقة در اسية.
- ٣- يعمل تمثيل بيانى لمتوسطات هذه الدرجات بحيث تمثل الفرق الدراسية على المحور الأفقى والمتوسطات الحسابية على المحور الرأسى.
- ٤- يرسم منحنى أملس بحيث يمر تقريباً من مواضع النقط الممثلة للمتوسطات الحسابية كما في الشكل (٦- ٥) التالي:



شكل (١٠ – ٥) رسم بياتي لمتوسطات درجات التحصيل الدراسي للتلاميذ في الفرق المختلفة

- نمد المنحنى السابق من طرفيه الأعلى والأدنى.
- ٦- يستخدم المنحنى السابق فى تحديد معيار الفرقة التى تتفق مع درجة
 كل تلميذ.

هذا ونقسم المسافة بين كل فرقة وأخرى إلى عشرة أقسام إذ أن هذا التقسيم يتفق مع شهور السنة الدراسية التى تبدأ فى شهر سبتمبر وتنتهى فى شهر يونيو. وهذه الفترة هى تسع شهور كل منها يمثل جزء من العشرة أقسام التى تفصل بين الفرقة والأخرى أما القسم العاشر فيمثل فترة الإجازة الصيفية ومدتها ٣ شهور ولكنها ممثلة بشهر واحد فقط على افتراض أن النمو الحادث فى خلال هذه الشهور الثلاثة يعادل نمو شهر واحد أثناء الدراسة.

عيوب معايير الفرق الدراسية:

بالرغم من أن معايير الفرق الدراسية تعد من أهم معايير التحصيل فى المرحلة الابتدائية وأن هذه المعايير تتميز بالسهولة إلا أنه يؤخذ عليها المآخذ التالية:

هذه المعايير تفترض أن معدل النمو منتظم طوال السنة الدراسية
 وتفترض أن الثلاثة شهور التى تمثل الإجازة الصيفية تمثل النمو

الدراسى لشهر واحد من شهور الدراسة. وهذا لا يتفق مع حقائق النمو المعرفى، فالقدرة على القراءة مثلاً ترتبط بالنمو العقلى للتلميذ والنمو العقلى مستمر طوال العام. أما تعلم الحساب فإنه يتأثر بفترة الدراسة فقط بل أن عوامل النسيان نتيجة الإجازة الصيفية الطويلة قد تؤخر النمو في القدرة الحسابية وأن التلميذ أثناء العام الدراسي يكون أسرع في نهاية العام عن بدايته وهذا يثبت عدم دقة افتراض أن النمو مستمر ومنتظم طوال العام.

- ۲- إنه من الصعوبة عمل معايير تمتد إلى مدى كبير من التلاميذ الذين يسؤدون الإمتحان، بل نصصل على معايير الدرجات العليا والدرجات الدنيا بطريق غير مباشر وهو استكمال المنحنى فى كل من طرفيه الأعلى والأدنى.
- ٣- إذا فرضنا استكمال المنحنى فإنه من الصعب تفسير الدرجات الواقعة فى الجزء المستكمل لأنها لا تمثل الواقع وإنما تمثل متوسطاً فرضيا.
- عايير الفرق الدراسية غير دقيقة نظرا لأنها تفترض تساوى أوزان المقررات الدراسية التى وضبعت هذه المعايير لتقييمها وكذلك تفترض تساوى الأهمية النسبية لهذه المقررات فى المنهج الدراسي بالفرقة الواحدة فى الفرق الدراسية المتعاقبة.

ج- المنينيات Percentiles:

نتبع طريقة حساب المنين الواردة في الفصل الخامس من هذا الكتاب ونوجزها فيما يلي:

انشئ جدولا ونكتب فيه الدرجات أو فنات الدرجات في العمود الثاني.
 الأول، ونكتب تكرار الدرجات أو فنات الدرجات في العمود الثاني.
 هذا ونحسب التكرار المتجمع التصاعدي ويكتب في العمود الثالث.

٢- نحسب الترتيب المنينى أى عدد الدرجات التى تسبق المنين
 المطلوب وحتى هذا المنين.

يحسب المئين من المعادلة التالية:

رتية المنين = الحد الأدنى للفنة المنينة + حول الفنة المنينية - طول الفنة المنينية - طول الفنة المنينية - حول الفنة - حول الفنة المنينية - حول الفنة المنينية - حول الفنة - حول الفنة المنينية - حول الفنة - حول - حول الفنة - حول -

ويمكن حساب رتبة المئين باتباع الخطوات التالية:

- ١- نبين عدد الأفراد الحاصلين على كل درجة من الدرجات.
 - ٢- نحسب التكرار المتجمع التصاعدى.
- ٣- نحسب النسبة المنوية لعدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من كل درجة وذلك بقسمة عدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من كل درجة على المجموع الكلى.
 - ٤- نرسم الخط البياني للنسبة المنوية للتكرار المتجمع التصاعدي.
 - ٥- من الرسم يمكن معرفة الترتيب المئيني لصاحب كل درجة.

فواند المنينات والرتب المنينية:

- 1- سهولة حسابها وسهولة تفسيرها من جانب الفاحص الذى لم يتدرب تدريبا كافيا على تفسير المعايير المختلفة والإفادة من نتائج الاختبارات.
- المنينية في عمل معايير الاختبارات الخاصة
 بالأطفال والراشدين على السواء.
- ٣- يمكن جمع الرتب المنينية للحصول على المستوى التحصيلي العام.
- ٤- يمكن مقارنة مستويات التلاميذ كما تحددها الرتب المنينية فى
 الاختبارات المختلفة.

عيوب المعايير المنينية:

من أهم عيوب المعايير المنينية ما يلى:

- ۱- عدم تساوی وحدات المعاییر المنینیة خصوصا عند طرفی التوزیع التکراری.
- ۲- تزداد حساسية المنينيات للفروق المتطرفة في الاتجاهين الموجب
 والسالب.
- ۲- تعطى الدرجات المئينية صورة صادقة لمركز الفرد أو رتبته بين أفراد عينة التقنين ولكنها لا تبين مقدار الفرق بين درجته ودرجات الأفراد الأخرين.
- 3- لا تصلح الدرجات المئينية في حساب المتوسط ومعامل الارتباط وبعض المقاييس الإحصائية الأخرى لأن نتائج استخدامها تختلف عن نتائج المقاييس المئينية على الدرجات الخام.
- ان المعايير المنينية تحتاج إلى عينات تقنين تمثل كل نوع خاص من أنواع المواقف والجماعات وهذا يزيد من صعوبة المعيار المئيني على نطاق واسع.

د- الدرجات المعيارية:

عرفنا من الفصل الخامس من هذا الكتاب كيفية حساب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام بمعلومية كل من المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى للدرجات الخام، وعرفنا أيضا أن الدرجة المعيارية تكون موجبة إذا كانت الدرجة الخام أكبر من المتوسط أما إذا كانت الدرجة الخام مساوية للمتوسط الحسابى فإن قيمة الدرجة المعيارية تكون صفرا. وتكون الدرجة المعيارية أقل من المتوسط.

وكما سبق أن ذكرنا أن الدرجة المعيارية يمكن حسابها من المعادلة التالية:

عيوب الدرجات المعيارية:

- ١ كثرة عدد الدرجات السالبة.
- ٢ كبر وحدة قياسها التي تساوى درجة معيارية واحدة على الأقل.
- ٣- لا تصلح الدرجات المعيارية إلا إذا كانت الدرجات موزعة توزيعاً اعتدالياً أو قريبة من التوزيع الاعتدالي أو إذا كان التوزيعان المطلوب مقارنتهما لهما نفس الالتواء سالبا كان أم موجباً. وتصلح الدرجات المعيارية للمقارنة إذا كان التوزيع التكراري لاحد الاختبارات أو بعضها ملتوياً سالباً كان أم موجباً.

قياس درجات اختبار على درجات اختبار آخر:

يمكن مقارنة درجات اختبار بدرجات اختبار آخر إذا حولنا توزيع الدرجات على طول المقياس في أحدهما إلى صورة التوزيع الآخر، ويعتمد هذا التحويل على متوسط درجات الاختبارين وانحرافهما المعياري.

ويمكن عمل هذا التحويل باستخدام المعادلة التالية:

$$c = \tilde{\omega} + 1$$

$$\frac{3r}{3r}$$

د= درجات الاختبار بعد قياسه على الاختبار الآخر الذي يسمى الاختبار المرجعي.

ع, = الانحراف المعياري للاختبار المرجعي.

سّ ، = المتوسط الحسابي للاختبار المراد تحويل درجاته.

ع، = الانحراف المعيارى للاختبار المراد تحويل درجاته.

س = الدرجة المراد تحويلها.

ثانياً: معايير تعتمد على التوزيع التكرارى الاعتدالى:

هذا النوع من المعايير يعتمد على التوزيع التكراري الاعتدالي ومن هذه المعايير ما يلي:

أ- المعيار التائى:

هو معيار يستخدم في عمل معايير الاختبارات النفسية التحصيلية لأنه يتلافى كثيرا من عيوب معايير العمر والمنينيات والدرجات المعيارية ويعتمد هذا المعيار على المنحنى الاعتدالي المعياري.

طريقة حساب المعيار التائي:

- 1- نحسب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام مما سبق أن أوضحنا طريقة الحساب.

حيث ت هى الدرجة التائية، < هى الدرجة المعيارية وهذا المعيار انحرافه المعيارى ١٠ ومتوسطه ٥٠

ب- المعيار الجيمى:

انشأ هذا المعيار ج لفورد Gilford وهو معيار انحرافه المعيارى (3=7) ومتوسطه تساوى ٥ ويبدأ تدريجه من الصفر وينتهى ١٠.

طريقة حساب المعيار الجيمى:

- ١- نحسب الدرجة المعيارية (<) كما سبق.
- ٢- نحسب الدرجة الجيمية (ج) من المعادلات التالية:

د = ۲ < + ٥

حيث جـ هي الدرجة الجيمية، < هي الدرجة المعيارية

٣- يمكن حساب الدرجات الجيمية من الدرجات التائية باستخدام المعادلة:

ج- السباعي المعياري:

و هو معيار قام بتصميمه فؤاد البهى السيد ويتكون من سبع درجات ويصلح لقياس مستويات الفروق الفردية ذات النطاق الضيق ويحسب السباعى المعيارى من المعادلة التالية:

الدرجة المعيارية السباعية = ١,٣٣ × الدرجة المعيارية + ٤ ويمكن حساب الدرجة السباعية من المعيار التائى باستخدام المعادلة التالية:

الدرجة المعيارية السباعية =
$$\frac{(--0)}{1}$$
 الدرجة المعيارية السباعية = 1,77

تمارين على الفصل السادس أوجد معاملات الالتواء للتوزيعات التكرارية التالية:

(1-1)

11-17	-1 8	-17	-1 4	-۸	ف
١.	17	١.	٨	٦	ك

(7-7)

	٤٠٠	-٣٠٠	_7	-1	ف
١.	١٨	١٨	۳.	1 8	গ্ৰ

(7-7)

17-1 +	-۸	_4	_£	_Y	ف
۲.	10	٣٥	70	١٥	শ্র

(7-3)

حول الدرجات التالية إلى درجات معيارية:

1_0, 5, 7, 1, 8

ب- ۲، ۳، ۷، ۵، ۲، ۸، ۹، ۱۲

جـ ٣، ٨، ١١، ٢٢١، ١٦

ثم حول الدرجات السابقة إلى درجات معيارية تانية ثم إلى درجات معيارية جيمية.

وأحسب السباعي المعياري لكل منهما.

الفصل السابع الارتباط

- ١_ الارتباط الغطى
- ٢_ الارتباط الجزئى
 - ٣_ الارتباط التعدد
- ٤ الارتباط الثنائي
- م تطبيقات تربوية على معامل الارتباط



الفصل السابع الارتباط

Linear Correlation.الارتباط الغطىPartial Corr.٢ الارتباط الجزئىMultiple Cor.rعـ الارتباط الثنائىBiserial Corr.الارتباط الثنائى

م تطبيقات تربوية على معامل الارتباط

الارتباط الخطى: مقدمة:

إن أول من استخدم طريقة الارتباط الخطى فى مجال الاختبارات النفسية هو العالم النفسانى فرانسيس Francis Galton وكانت هذه من أكثر الطرق الإحصائية شيوعاً فى تحليل البيانات فى مجال علم النفس حيث أنها طريقة مفيدة فى النظرية الإحصائية فى القياس العقلى.

وتهدف طريقة الارتباط الخطى إلى تحديد درجة الإتفاق بين فنتين من المقاييس مثل الذكاء والتحصيل الدراسى. ويطلق على المعامل الرقمى للعلاقة بين المتغيرين اسم معامل الارتباط.

وإذا كان الهدف الأساسى من العلم هو دراسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات التى يتعامل معها، فإن الارتباط هو الوسيلة الإحصائية التى تحقق هذا الهدف. ففى العلوم الطبيعية والعلوم البيولوجية يمكن تحديد العلاقات بين المتغيرات بملاحظة مقدار تأثير التغير فى إحداها على التغير فى آخر من تلك المتغيرات.

وفى العلوم السلوكية والتربوية والإنسانية تكون المتغيرات التى يقوم الباحثون بدراستها متعلقة بخصائص الأفراد وعليه فلدراسة العلاقة بين المتغيرات يقوم الباحث بتطبيق عدة مقاييس على عدد من الأفراد. فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث التربوى يريد دراسة العلاقة بين التحصيل الدراسى والاتجاهات نحو المدرسة لتلاميذ المرحلة الابتدانية، فإن عليه أن يعين ن من أزواج القياسات إحداها تحدد التحصيل الدراسى والأخرى تحدد الاتجاهات نحو المدرسة لكل فرد من عينة التلاميذ، من هذه القياسات يمكن تحديد ما إذا كانت علاقة بين التحصيل الدراسى والاتجاهات نحو المدرسة. في هذه الحالة ينبغى أن نحدد شكل العلاقة بين المتغيرين في صورة رياضية يمكن من خلالها التنبؤ بمثل هذه العلاقات ويمكن التعبير عنها بالتعبير الرياضي التالى:

ص = أس + ب حيث س، ص يمثلان المتغيران المستقل والتابع على التوالى وكل من أ، ب يمكن تعيينها من نتائج الملاحظات أو تطبيق الاختبارات. وصدق مدى الترثي الذى يمكن حسابه من المعادلة السابقة يمكن التعرف عليه ببعض الطرق العامة. أحد هذه الطرق هو حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص ودرجة العلاقة بين المتغيرين طبقا لهذه الطريقة هو معامل الارتباط ويرمز له بالرمز (ر). ومعامل الارتباط الذى نحصل عليه لا يخبرنا فقط بدرجة العلاقة بين متغيرين ولكن يفيد أيضا بالإضافة إلى المتوسط الحسابى والإنحراف المعيارى في إعطاء فرصة لكتابة معادلة خطية للتنبؤ بقيم ص من قيم س والعكس.

وإذا كان أحد المتغيرات يتزايد كلما يتناقص المتغير الآخر يطلق على هذا النوع من الارتباط السالب. أما إذا كان أحد المتغيرين يزيد بزيادة الآخر فإن هذا الارتباط يسمى ارتباطا موجبا والقيمة العظمى لمعامل الارتباط هو ±1، فإذا كانت قيمته + 1 يكون هناك ارتباطا موجبا تاما بين المتغيرين.

وإذا كانت قيمة معامل الارتباط - 1 يكون هناك ارتباطاً عكسياً تاماً. وإذا كانت قيمة معامل الارتباط صفر فهذا يعنى أنه لا يوجد علاقة بين المتغيرين. والارتباط لا يعنى العلية أو السببية فى وجود العلاقة أو عدم وجودها.

تعريف معامل الارتباط Correlation Coefficient:

يقصد بمعامل الارتباط أنه قياس إحصائى يستخدم لبيان نوع العلاقة بين المتغيرات سواء كانت هذه العلاقة طردية أو عكسية.

أهم الخواص الإحصائية لمعامل الارتباط:

- 1- قيمة معامل الارتباط العددية لا تزيد عن الواحد الصحيح وتنحصر جميع قيم معامل الارتباط بين +1، -1.
- ۲ لا يتأثر معامل الارتباط بزيادة أو نقصان درجات الاختبار بمقدار
 ثابت.

- تتوقف قيمة معامل الارتباط على خصائص العينة فاختلاف
 العينات من حيث الحجم مثلاً يؤثر في دلالة معامل الارتباط.
- ٤- تتوقف قوة الارتباط بين ظاهرتين على طبيعة قياس كل من هاتين الظاهرتين.
- يتأثر معامل الارتباط بمدى تباين العينة، فمثلاً إذا تم حساب معامل الارتباط بين درجات مجموعة من الطلاب في التحصيل المدرسي ودرجاتهم في مقياس الاستعدادات المدرسية، فإن هذا الارتباط بالنسبة لجميع الطلاب يكون أقوى منه لدى المتفوقين دراسيا فقط.

مقاييس الارتباط:

فى كثير من الحالات يمكن حساب معامل الارتباط بطريقة العزوم المحتال التى تنسب إلى بيرسون Bearson فهو يمثل أفضل مقياس للعلاقة بين متغيرين وينبغى استخدامه فى هذه الحالات. وعلى أية حال فإن هناك طرقا عديدة لحساب معامل الارتباط تزيد فى عددها عن عشرين طريقة فيما عدا الطرق المستخدمة فى قياس العلاقات غير الخطية كما سيتضح فيما بعد.

وتوجد أسباب أربعة العدد طرق حساب معامل الارتباط هي:

- 1- في بعض الأحيان لا تتناسب البيانات المطلوب تحليلها إحصائياً مع استخدام معادلة بيرسون لحساب معامل الارتباط.
- ٢- قد تستخدم هذه الطرق بغرض اختصار الوقت، فمثل هذه الطرق اليست دقيقة بدرجة كافية وإنما توفر كثيرا من الوقت في طريقة الحساب و هذه الطرق الأقل دقة تعطى فكرة أولية للباحث عن نوع العلاقة.
- على بعض الحالات يكون استخدام طريقة بيرسون في حساب
 معامل الارتباط غير مناسب في حين وجود طرق أخرى ملائمة
 لقياس مقدار العلاقة بين المتغيرين.

يمكن تبسيط معادلة معامل الارتباط (ر) تحت شروط معينة وعليه فين الطرق الأكثر بساطة تستخدم في حساب معامل الارتباط وقد يطلق على هذه الطرق اسماء مختلفة. وبالرغم من ذلك فإن المعادلات المختصرة والمشتقة من معادلة بيرسون تعطى نفس النتيجة العددية لمعامل الارتباط.

طرق حساب معامل الارتباط الخطى:

توجد طرق متعددة لحساب معامل الارتباط الخطى سنعرض لبعضها الأكثر شيوعا والأسهل استخداما في البحوث النفسية والتربوية المختلفة مع توضيح كل طريقة ببعض الأمثلة التوضيحية.

١ ـ حساب معامل الارتباط بطريقة بيرسون Pearson:

تسمى هذه الطريقة من طرق معامل الارتباط بطريقة العزوم Product ويمكن حساب معامل الارتباط بهذه الطريقة عن طريق اتباع الخطوات التالية:

- ١- أحسب المتوسط الحسابي للدرجات س (سَ).
- ٢- أحسب المتوسط الحسابي للدرجات ص (ص).
- ٣- أحسب انحراف الدرجات س عن متوسطها سَ الذي نرمز له بالرمز ح س.
 - ٤- إحسب (ح ص): انحراف الدرجات ص عن متوسطها.
 - احسب ح س ثم أوجد مجموعها مح ح س
 - ٦- إحسب ح ص ثم أوجد مجموعها محـ ح ص
 - ٧- إحسب (ح س) × (ح ص)
 - ۸ـ عوض في القانون

$$C = \frac{A - A}{A - A} \times A - A - A$$

$$A - A - A - A$$

$$A - A$$

$$A - A - A$$

$$A - A$$

$$A$$

$$A - A$$

$$A$$

$$A - A$$

$$A$$

9- إذا أردت معرفة مستوى الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط إرجع للملاحق. مثال (٧- ١):

طبق اختباران أحدهما للذكاء والأخر للتحصيل الدراسى على عينة مكونة من 7 تلاميذ باحد المدارس الابتدائية وكانت درجاتهم كما هو مبين بالجدول التالى ... احسب معامل الارتباط بين (س، ص).

17.	17.	1	٩.	11.	1	درجات اختبار الذكاء (س)
۸٠	٧٠	¥*	٤٠	٥.	*	درجات اختبار الذكاء (ص)

الحل

ح ص	ح س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
	,	•	,	•	٦.	11.
۱ ۱۰۰ ا		•	١٠-	•	٥.	11.
٤٠٠ ا	٤٠٠	£ • •	۲۰-	۲۰.	٤.	٩.
١ ،	١.,	•		1	٦.	1
١ ،	١.,	١	١.	١.	٧٠	17.
ا ٤٠٠	٤٠٠	٤	٧٠ ا	١.	٨٠	١٣٠
11	1	9			77.	٦٦.

$$\cdot, \wedge \circ \vee = \frac{9}{1 \cdot , \xi 9} = \frac{9}{11 \cdot } =$$

وبالرجوع للملحق رقم (٢) عند درجات الحرية (ن – ١) أى (٦ – ١) أى ٥ تكون قيمة (ر) الدالة إحصائية عند مستوى ٠٠،٠ هى ٨٧٤، وهى أقل من قيمة (ر) المحسوبة ن توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين س، ص. مثال (٧ – ٢)

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى بطريقة بيرسون.

٥	٦	٤	۲	٣	٤	<u> </u>
4	7	٥	٤	٦	٣	ص
	<u> </u>					الحل
ا ح ص	ح'س	س × ح ص	ص ح	س ح	ص ح	س

ح ص	ح'س	ح س × <u>ح</u> ص	ح ص	ح س	ص	m
-		•	١-	•	٣	٤
ا ، ا	,	٧_	٧	١-	٦	٣
1 :	í	•		۲_	٤	٧
		•	\ \		٥	٤
,	£	£ _	٧_	۲	۲	٦
:	1 ,	•		_ ۱	٤	۰
	١.	7-			7 £	7 %

س = ٤

$$c = \frac{Ac - 5 \cdot w \times 5 \cdot \omega}{Ac - 5 \cdot w \times Ac - 5 \cdot \omega}$$

مثال (٧ - ٣):

أوجد معامل الارتباط بين درجات أربعة طلاب في اختبارين للتفكير الإبداعي بيانها كما يلي:

-	1 £ 9	101	١٤٨	107	درجات الاختبار س
	108	101	105	102	درجات الاختبار ص

الحل:

يطرح ١٤٨ من درجات س، ١٥٠ من درجات ص يمكن التوصل إلى الجدول التالى:

١	٣	4	£	س
£	١	٣	ŧ	ص
۳ =	صَ =		7	سر َ == '

ح'ص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
1	£	۲	1	۲	ŧ	£
	ź			۲_	٣	•
٤	١ ١	۲_	۲_	١	١	٣
١	١	1-	١	١_	£	١
٦	١.	١_	•	•	١٢	٨

$$C = \frac{\text{Ac} - \text{d} \times \text{d}}{\text{Ac} - \text{d} \times \text{d}}$$

مثال (٧ - ٤):

طبق اختباران أحدهما للغة العربية والأخر للرياضيات على تلاميذ فصل مكون من ١٠ تلاميذ بأحد المدارس الابتدائية وكانت درجات التلاميذ في الاختبارين كما هو مبين في الجدول التالى:

٣٤	٣9	٤٥	٤٠	٣.	41	٣٢	٤٨	٤١	٣٧	درجات الاختبار الأول (س)
٧٤	٧٤	۸۳	۷٥	۷١	٧٨	۸۰	۸۸	٧٨	٧٥	درجات الاختبار الذاني (ص)

الحل:

	7					
ح'ص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	m
٦,٨	١,٤	٣,١	۲,٦ _	1,7_	٧٥	77
٠,٢	٧,٨	1,1	٠,٤	۲,۸	٧٨	٤١
1.4,4	97,0	1 • 1 , 9	1.,5	۹,۸	۸۸	٤٨
٥,٨	٣٨,٤	16,9_	۲,٤	٦,٢_	٨٠	77
١,٢	٤,٨	٠,٩_	٠,٤	۲,۲_	۸٧	77
٤٣,٦	17,7	0 £ , 1	٦,٦	۸,۲_	٧١	۳.
٦,٨	7,7	£, V _	۲,٦_	١,٨	٧٥	٤.
79,7	٤٦,٢	٣ ٦,٧	0,5	٦,٨	۸۳	10
17,.	٠,٦	۲,۹_	٦,٣	۸,٠	٧٤	79
۱۳,۰	17,7	10,1	۳,٦_	£,Y_	٧٤	٣٤
۲۲٦,۸	7,47	۱۸۸,٦			777	۳۸۲
					صَ ==	سَ =
					٧٧,٦	٣٨,٢

$$\cdot, \forall \xi = \frac{1 \wedge \lambda, 1}{YY7, \lambda \times Y \wedge Y, Y} = 0$$

٢- حساب معامل الارتباط إذا علمت الانحرافات عن المتوسط والانحرافات المعيارية:

في هذه الحالة تستخدم المعادلة:

$$c = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} x_n \times z_n}{\sum_{n=1}^{\infty} y_n \times z_n}$$

مثال (٧ - ٥):

أحسب معامل الارتباط بين س، ص الموضحة في المثال (٦ – ٤).

الحل

نحسب الانحراف المعيارى لكل من درجات الاختبار الأول (س) و حات الاختيار الثاني (ص) كما يلي:

$$= \pm \frac{7 \times 7, 7}{0}$$

$$\pm = \frac{7 \times 7, 7}{0}$$

$$\pm = 0$$

$$\pm = 0$$

ع
$$\omega = \frac{7777, \Lambda}{1}$$
 ع $\omega = 0$

$$\cdot, \forall \xi = \frac{1 \wedge \lambda, \tau}{(\xi, \lambda)(0, \tau) \cdot 1} = \frac{\lambda}{(\xi, \lambda)(0, \tau) \cdot 1} = \frac{\lambda}{(\xi, \lambda)(0, \tau) \cdot 1} = \lambda$$

وهنا ينبغى ملاحظة أن معامل الارتباط بهذه الطريقة لا يختلف عن قيمته عندما تم حسابه بطريقة بيرسون وإذا لاحظت معادلة معامل الارتباط التى تعتمد على الانحرافات اسعيارية في هذه الطريقة نجد أنها لا تختلف عن معادلة بيرسون هي:

مجموع حاصل ضرب الانحرافات المتقابلة (المتناظرة)

معامل الارتباط =

عدد الأفراد × الانحراف المعياري للاختبار الأول × الانحراف المعياري للاختبار الثاني

$$C = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} x_n \times z_n}{\sum_{n=1}^{\infty} x_n \times z_n}$$

مثال (٧ – ٦): أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الانحرافات المعيارية الموضحة بالجدول التالي:

۲	١	٥	٣	٤	س
7	٣	£	٥	٦	ص

ح'ص	ح ٔس	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
ź	١	۲	۲	1	٦	£
١	•	•	1 1	,	٥	٣
	٤	•		۲	£	٥
١	٤	4	1-	۲_	٣	١
ź	١	4	۲- ا	1_	۲	۲
١.						
١.	1.	7			۲.	10

$$T = \frac{1}{0} = \pm \frac{1}{0} = \pm \frac{1}{0} = \pm \frac{1}{0}$$

$$\pm \pm \frac{1}{0}$$
 $\pm \pm \frac{1}{0}$
 $\pm \pm \frac{1}{0}$
 $\pm \pm \frac{1}{0}$
 $\pm \pm \frac{1}{0}$

$$\cdot, 7 = \frac{7}{1 \cdot} = \frac{7}{\cancel{X} \cancel{X} \cancel{X} \cancel{X}} =$$

٣- حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

طريقة حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

۱- حول درجات المتغیر الثانی (ص) إلى درجات معیاریة (حص)، ثم نضر
$$x < 0$$
 و أجمع الناتج.

٣- طبق المعادلة:

مثال (٧ – ٧):

أحسب معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد تحويل درجات س، ص إلى درجات معيارية:

	٩	٧	٦	٥	٣	<u>w</u>
ı	٦	4	٧	٣	٥	ص

الحل:

دس × د ص	حص >	ر س >	ح ص	ح س	ص	س
۰,۷٥	٠,٥_	1,0_	١_	٣_	٥	٣
ٍ ۵۷٫۰	1,0_	.,0_	٣_	١_	٣	٥
•	۰,۵	•	١	,	٧	٦
٠,٧٥	١,٥	٠,٥	٣	١ ١	4	٧
•	.	٠,٥		٣	٦	4
7,70	1.	٦			۲.	10

س = ٦ ص = ٦

$$\frac{w-w}{3} = >$$

$$\frac{7}{3} = \pm \frac{7}{3} = \pm$$

$$c = \frac{x, x_0}{0} = \frac{x, x_0}{0} = 0.3,.$$

مثال $(V - \Lambda)$:

المثال الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالى بعد تحويل

							1	1	س
	٤	٦		١٢	۸		١.		ص
									الحل:
س × ص	من	س	ح'ص	ح'س	ح س × ح ص	حص	حس	ص	JUI .
•	•	1,64_	•	ť	•	-	۲_	١.	
۰,۰	۰,۷۱-	۰٫۷۱ ـ	1	' '	*	٧_	١-	۸	7
1,.1_	1,67_	1,67_	17	,	1-	, i	1 ;	1,7	!

$$1 \cdot = \omega$$
 $\omega = 1 \cdot = \omega$

$$\cdot, \tau = \frac{1,01}{0} = \frac{10,01}{0} = 7,0$$

٤- الطريقة العامة لحساب معامل الارتباط من الدرجات الخام:

تعتمد هذه الطريقة في حسابها على الدرجات الخام مباشرة ولا يحتاج الباحث الذي يستخدم هذه الطريقة إلى حساب الانحرافات عن المتوسط أو الانحرافات المعيارية وإنما يقوم بحساب معامل الارتباط من الدرجات ومربعاتها فقط وهذه الطريقة تتميز بالدقة والسرعة.

والمعادلة التالية تستخدم لحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة:

$$\frac{1}{\left[(a_1 - a_2)^{\frac{1}{2}} - (a_2 - a_3)^{\frac{1}{2}} \right] \left[(a_2 - a_3)^{\frac{1}{2}} - (a_2 - a_3)^{\frac{1}{2}} \right]}$$

حيث محس ص هي مجموع حاصل ضرب الدرجات المتناثرة في الاختبار، محس \times محس هو حاصل ضرب مجموع الدرجات \times محس في مجموع الدرجات ص، محس \times هو مجموع مربعات درجات الاختبار \times محس هو مجموع مربعات درجات الاختبار \times هو مجموع مربعات درجات الاختبار ص.

ولحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة يمكن اتباع الخطوات التالية:

- ١- أحسب كل من س'، ص'، س ص لكل مفحوص.
- ٢- احسب محس، محس'، محس'، محس ص لكل مفدوص.
 - ٣- طبق المعادلة السابقة.

مثال (٧ _ ٩): أوجد معامل الارتباط بالطريقة العامة بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

0	٤	٥	٣	٤	٣	س
	V		٦	٧	7	ص
	<u> </u>	<u></u>	L	<u> </u>		11 21.0

ص۲	س۲	س ص	ص	س
٣٦	٩	11	۲	٣
£ 9	17	44	٧	٤
W7	٩	1 14	٦	٣
7 £	70	٤.	٨	٥
٤٩	13	47	٧	٤
٦.٤	70	٤٠	٨	٥
V 8 A	1	177	٤٢	7 1

$$\therefore c = \frac{\text{if } \text{oc} \text{ m} \text{ of } -\text{oc} \text{ m} \times \text{oc} \text{ of } \text{oc} \text{ of } \text{oc} \text{ oc} \text{ oc}$$

مثال (٧ - ١٠): أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

٥	۲	٤	٣	٦	س
٥	٣	0	٤	٨	ص

		Ţ		الحل:
س ص	ص'	, 'w	ص	سر)
٤٨	7 £	٣٦		
17	17	۹ .	,	
٧.	40	1 17		
ا ۲	q			
70	70		٣	[
, ,	1 5	10		1 0 l

111

189

$$\cdot,97 = \frac{00}{00,7} = \frac{00}{7.\times0.} = 0$$

مثال (۷ – ۱۱):

أوجد معامل الارتباط بين درجات مجموعة مكونة من ٧ طلاب في اختبارين للذكاء بياناتها موضحة بالجدول التالي:

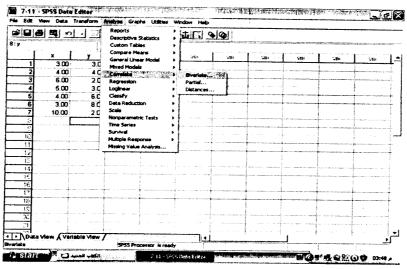
الحل: تطرح ۱۰۰ من جميع درجات الاختبار الأول س وطرح ۱۰۰ من جميع درجات الاختبار الثاني ص:

س س	ص ً	س'	ص	س
٩	٩	٩	٣	٣
17	17	١٦	ź	t
1	٣٦	17	4	٦
١ ١	Y 0	10	٣	٥
٣٦	17	7 £	٦	£
7 6	9	7 £	٨	٣
t t	1	٧٠	4	١.
111	711	١	۲۸	٣٥

$$0.71 = \frac{12.}{72.} = \frac{12.}{7.079} = -17.$$

حساب معامل ارتباط بيرسون باستخدام برنامج SPSS:

- ۱ـ فى مثال (۷ ۱۱) السابق نقوم بإدخال بيانات المتغيرين س، ص فى شاشة مدخلات البيانات Data editor فى برنامج SPSS كل متغير فى عمود مستقل.
- ۲- ثم من قائمة Analyze نختار الأمر الفرعى Correlate فتظهر قائمة منسدلة فرعية نختار منها Bivariate أى بين متغيرين هما Y'(X) و س، ص ويوضح ذلك الشكل التالى Y'(X):



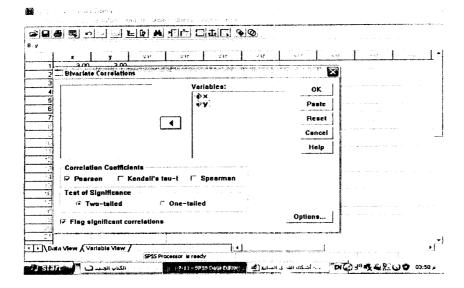
شکل (۷ – ۱)

٣- فتظهر لنا نافذة تقوم بنقل المتغيرين X، Y إلى الخانة اليمنى فى
 هذه النافذة و ذلك لأنه فى الأمثلة الأخرى ربما يكون هناك

متغيرات عديدة فينبغى تحديد المتغيرين اللذين يتم حساب معامل ارتباط بيرسون بينهما.

٤- ويلاحظ أنه يجب التأشير على معامل بيرسون Pearson في خانة Correlation Coefficients.

كما يوضح ذلك الشكل النالى (٧ - ٢):



شكل (٧ - ٢) ثم نضغط على OK فتظهر لنا شاشة المخرجات التالية:

Correlations

		X	Υ
X	Pearson Correlation	1	609
l	Sig. (2-tailed)		.147
	N	7	7
Υ	Pearson Correlation	609	1
	Sig. (2-tailed)	.147	
	N	7	7

ويتضح من الجدول أنها نفس القيمة التي حصلنا عليها حسابياً في مثال (V-V) وبإشارة سالبة ومستوى الدلالة V, وهو غير مقبول لأنه أكبر من V...

٥ ـ حساب معامل الارتباط بطريقة الرتب:

تستخدم هذه الطريقة فى الحالات التى لا يستطيع الباحث أن يحدد مقدار التغير الذى يحدث لمتغيرات بحتة بطريقة رقمية ويكون قادرا على تحديد مراحل تغيره برتب نسبية معينة كأن يحدد ترتيب تلاميذ الفصل فى تنظيم الكراسات (الأول والثانى و...).

ولحساب معامل ارتباط الرتب Rank order correlation نتبع الخطوات التالية:

- 1- حساب ترتیب الأفراد فی الاختبارین س، ص ووضع ترتیب كل فرد فی العمود رتب س وكذلك بالنسبة لدرجات الاختبار ص.
- ٢- نطرح رتبة كل تلميذ في الاختبار ص من رتبته في الاختبار س ويوضح
 الناتج في العمود ق (ويمكن الرمز للفروق بين الرتبتين بالرمز ف أيضا).
- ٣- تربع فروق الرتب وتكتب الناتج فى الخانة ق٢ ثم نجمع مربعات هذه الفروق.
 - ٤- تطبق المعادلة:

ر =
$$\frac{7 \text{ مد} \, \text{ق}^{3}}{\text{ن (i'}-1)}$$
 حيث مد ق^{3} هي مجموع مربعات الغروق بين الرتبتين.

مثال (۷ – ۱۲): أوجد معامل الارتباط بين تقديرات مجموعتين من الطلاب في امتحانين مختلفين لمقرر الإحصاء التربوي الموضحة بالجدول التالي:

Γ	٥	£	٣	۲	١	المجموعة
	4	3	ح	ŗ		المجموعة الأولى
Γ	7	Ļ	i		ج	المجموعة الثانية

الحل:

ق'	ق	رتب ص	رتبس	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
Ĺ	٧_	٣	١	3	
4	٣_		۲	هد	ب
٤	۲	١	٣	1	ح
£	۲	۲	٤	ب	د
١	١	٤	٥	د	ھ
77	<u> </u>	·			

مثال (۷ – ۱۳):

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى باستخدام

طريقة الرتب:

7	٥	£	۲	٣	س
7	٣	7	ò	٤	ص

الحل:

ق	ق	رتب ص	رتب س	ص	س
١	١	٣.	£	٤	٣
١ ٩	٣	۲	٥	٥	۲
t	۲	١	٣	۱ ٦	٤
£	۲_	ź	۲	٣	٥
١٦	١_	٥	١	۲	٦
7 1				۲.	٧.

·, Y _ = 1, Y _ 1 ==

وكما وضحنا في مثال (٧ - ١١) يمكن حساب معامل ارتباط الرتب لسبير مان باستخدام برنامج SPSS بنفس الطريقة السابقة:

فمن قائمة Analyze نختار الأمر الفرعى Correlate فتظهر القائمة المنسدلة الفرعية نختار منها Bivairate أى بين متغيرين س، ص.

ويلاحظ أنه يجب التأشير على معامل سبيرمان Spearman في خانة .Correlation Coefficients

ثانيا: الارتباط الجزئى Partical Correlation:

عندما يكون المطلوب حساب العلاقة بين متغيرين مع تثبيت أثر متغيرات أخرى ترتبط بهذين المتغيرين فإن أنسب طريقة لذلك تكون بحساب معامل الارتباط الجزئى. والارتباط الجزئى يعنى علاقة بين متغيرين مع تثبيت أثر المتغيرات الأخرى ذات العلاقة بهذين المتغيرين بطريقة إحصائية ويرمز لمعامل الارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جالذى يرتبط بالمتغيرين أ، ب بالرمز رابي.

طريقة حساب معامل الارتباط الجزئى:

يحسب معامل الارتباط الجزئي من المعادلة التالية:

، ر و هو معامل الارتباط بين المتغيرين ب، ج

، راج هو معامل الارتباط بين المتغيرين أ، ج

وتستخدم هذه الطريقة في حساب معامل الارتباط في كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية التي لا يستطيع الباحث أن يضبط بعض متغيرات بحثه إما لصعوبات ميدانية أو صعوبات في إمكانية ضبط بعض المتغيرات والتحكم فيها.

وكذلك فإن الباحث يكون فى حاجة ماسة لهذه الطريقة من طرق التحليل الإحصائى التى تمكنه من عزل تأثير المتغيرات التى لم يتمكن من تثبيتها فى در استه.

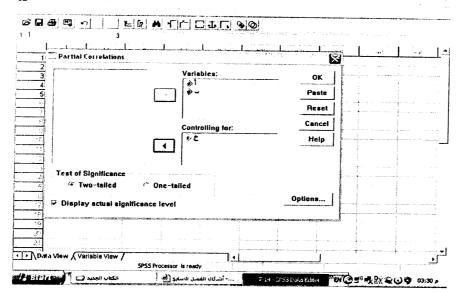
وفيما يلى عرض لبعض الأمثلة التى يتم فيها حساب الارتباط بين متغيرين مع تثبيت أثر متغير ثالث يرتبط بهذين المتغيرين.

مثال (٧ - ١٤):

إحسب معامل الارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جـ (رأب. جـ) للبيانات التالية:

٦	٥	ŧ	۲	٣	
٣	٤	٦	٥	۲	ŗ
٤	٦	٣	۲	0	ج

ولحساب معامل الارتباط الجزئى بين أ، ب مع تثبيت جـ باستخدام برنامج SPSS نختار من قائمة Analyze Correlate ثم نختار من القائمة المنسدلة Partial فتظهر لنا النافذة التالية شكل (V-3):



شکل (۷ – ٤)

فننقل المتغيرين أ، ب إلى الخانة Variables والمتغير المراد تثبيته إلى الخانة Controlling for ثم نضغط على OK فتظهر لنا شاشة المخرجات ولحساب نفس المعامل إحصائيا نتبع الخطوات التالية.

الحل

ج	ب'	1	بج	اج	اب	ج	ب	1
70	£	٩	١.	10	٦	٥	۲	٣
£	10	٤	١.	٤	1.	٧	•	7
٩	77	١٦	١٨	17	7 £	٣	٦	٤
٣٦	١٦	40	7 £	۳.	٧.	٦	£	
17	4	77	14	7 £	١٨	£	٣	٦
٩.	٩.	٩.	٧٤	٨٥	٧٨	٧.	٧.	٧.

$$c) \frac{(1 - (\sqrt{14-1})^2)^2 - (\sqrt{14-1})^2}{(1 - (\sqrt{14-1})^2)^2} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{14-1})^2} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{14-1})^2} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{14-1})^2}$$

$$c) \frac{1}{(1 - \sqrt{14-1})^2} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{14-1})^2}$$

مثال (۷ – ۱۰):

أوجد معامل الارتباط الجزئى بين درجات خمس طلاب فى الذكاء ودرجاتهم فى اختبار للسلوك العدوانى مع عزل أثر درجاتهم فى مقياس المستوى الاجتماعى الثقافى وبياناتهم كما هو موضح بالجدول التالى:

1.0	90	17.	11.	۸٠	الذكاء (أ)
٨	14	11	14	10	التحصيل الدراسي (ب)
٦	۸۰	٥٥	۲.	17	المستوى الاجتماعي الثقافي (جـ)

الحل:

أ حساب الارتباط بين أ، ب

		T		- · · ·	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,
ٯ۲	ق	رتب ب	رتبا	ب	
17	٤	١	٥	10	۸.
٠,٥٢	٠,٥_	٣,٥	۲	١٣	111.
٩	٣	٤	١ ،	11	17.
7,70	١,٥	٣,٥	ź	۱۳	97
£	۲_	٥	٣	٨	1.0
71,0					

ب- حساب ارتباط بین أ، ج

ق	ق	رتب جـ	رتب ا	ج	İ
1	١	١	c	١٣	۸۰
•	١	٣	4	٧.	11.
,	١	۲ .	١	٥٥	17.
q	٣	١ ،	£	۸۰	90
£	٧_	٥	۲	٦	1.0
17		<u> </u>			

ج ـ حساب ارتباط بین ب، ج

ق ٔ	ق	رتب جـ	رتب پ	ج	ب
٩	٣_	٤	١	۱۳	10
٠,٢٥	٠,٥_	٣	۳,٥	۲.	١٣
٤	۲	7	4	٥٥	11
7,70	١,٥	١	۳,٥	۸.	١٣
	•	٥	٥	٦	٨
0,10		<u> </u>	<u> </u>		<u> </u>

$$\frac{7 \times 0.01}{(0.7 - 1)} = 1 - \frac{7 \times 0.01}{(0.7 - 1)}$$

$$\frac{7 \times 0.01}{(0.7 - 1)}$$

$$\frac{\cdot, \forall \forall \times \cdot, \forall -\cdot, \circ \forall -\cdot}{['(\cdot, \forall \forall) - 1]['(\cdot, \forall \forall) - 1]]} = \frac{\cdot, \forall \xi_{-} \cdot, \circ \forall -\cdot}{(\cdot, \cdot \xi_{-} - 1)(\cdot, \cdot \xi_{-} - 1))} = \frac{\cdot, \forall \xi_{-} \cdot, \circ \forall -\cdot}{(\cdot, \cdot \xi_{-} - 1)(\cdot, \cdot \xi_{-} - 1))} = \frac{\cdot, \forall \xi_{-} \cdot, \forall \xi_{-$$

مثال (۷ - ۱۶):

أوجد معامل الارتباط الجزئى رأ ب جـ - إذا علم أن قيم أ، ب، جـ كما هو موضح بالجدول التالى:

0	ź	۲	١	٣	ı
٥	٣	١	۲	ŧ	Ļ
٤	٥	٣	۲	١	5

الحل:

ج`	ب′	1	بڊ	اجـ	اب	ت	ب	-
1	17	٩	٤	٣	17	1	٤	٣
٤	٤	١	٤	۲	۲	۲	۲	١,
۱۹	١,	٤	٣	٦	۲	٣	١	۲
70	٩	17	10	۲.	17	٥	٣	٤
17	۲۵	40	۲.	۲.	70	ź	٥	٥
00	00	٥٥	٤٦	٥١	٥٣	10	10	10

$$\frac{10 \times 10 - 07 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0][7(10) - 00 \times 0]]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 10 - 010 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]} = \frac{100 \times 100 \times 0}{[7(10) - 00 \times 0]}$$

الإغتراب والإرتباط الجزئى:

بر هن Kelly أنه يمكن حساب الإغتراب من المعادلة:

ر هي معامل الإرتباط بين متغيرين.

وإذا كان الارتباط يعبر عن العلاقة بين المتغيرين أو مدى الاقتران بينهما فإن الاغتراب يعبر عن مدى استقلال المتغيرين أو تباعدهما عن بعضهما البعض الأخر.

مثال (۷ – ۱۷):

إذا كان معامل الارتباط بين متغيرين هو ٠,٥ فما قيمة معامل الاغتراب.

$$\dot{3} = \sqrt{1 - \zeta^{7}}$$

$$\dot{3} = \sqrt{1 - (3, \cdot)^{7}}$$

$$\dot{\varphi} = \dot{\varphi}, \forall \dot{\varphi} = \dot{\varphi}, \forall \dot{\varphi} = \dot{\varphi}, \dot{\varphi} = \dot{\varphi}$$

يمكن صياغة معادلة الارتباط الجزنى رأب. جـ كما يلى:

٧		7 7 6		1	ب			
o	0 Y V		٣		ج			
								الحل:
ج`	ب'	١	بج	اجـ	اب	ج	ب	i
٩	40	٩	10	٩	10	٣	٥	۳
40	١٦	70	٧.	70	٧٠	٥	٤	٥
٤٩	٩	77	41	٤٢	١٨	٧	۳	٦
41	44	٤٩	77	٤٢	٤٢	٦	٦	V
40	٤٩	١٦	٣٥	۲.	47	٥	٧	٤
1 £ £	170	170	177	١٣٨	177	77	40	70

$$\begin{array}{lll}
(i) & \alpha = 1 & \alpha = 1 \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7} \\
(i) & \alpha = 1^{7} & (\alpha = 1)^{7}$$

$$\frac{77 \times 70 - 171 \times 0}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{77}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{70 \cdot - 71}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{70 \cdot - 71}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 0}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 0}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 - 171 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 0]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 100}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 100]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac{10 \cdot 77 \times 70}{[7(70) - 170 \times 70]} = \frac$$

$$(v, c) = \frac{(v, c) + (v, c)}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]} = \frac{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}{(v, c)^{\frac{1}{2}} [(v, c) + (v, c)^{\frac{1}{2}}]}}$$

$$\frac{3}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100}$$

$$\frac{3}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100}$$

$$\frac{3}{100} = \frac{10$$

ثالثًا: الإرتباط المتعدد Multiple Correlation

تتأثر الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية المختلفة بالعديد من المتغيرات، وقد يحتاج الباحث في هذه المجالات إلى التوصل إلى معامل عددى واحد يوضح العلاقة بين الظاهرة موضع الدراسة وتلك المتغيرات التي تؤثر فيها، ويقوم بهذه المهمة الارتباط المتعدد، فمعامل الارتباط يدل على المعامل العددي للعلاقة بين عدة متغيرات.

فإذا كان لدينا ثلاثة متغيرات مختلفة ورمزنا لها بالرموز أ، ب، جورمزنا للارتباط المتعدد بين هذه المتغيرات بالرمز رأب جـ.

طريقة حساب معامل الارتباط المتعدد:

$$\frac{(-1)^{2} - (-1)^{2} + (-1)^{2}}{(-1)^{2} + (-1)^{2}} = \frac{(-1)^{2} - (-1)^{2}}{(-1)^{2} + (-1)^{2}}$$

وعليه فإنه لحساب معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات أ، ب، جمفإنه يتعين علينا حساب معاملات الإرتباط بين أ، ب والارتباط بين أ، جماب

والارتباط بين ب، جـ ثم نعوض في المعادلة السابقة وفيما يلى بعض الأمثلة العددية التي وضح طريقة حساب معامل ارتباط المتعدد.

مثال (۷ – ۱۹) أحسب رأب جـ للبيانات الموضحة في الجدول التالي:

٣	۲	٤	٨	٧	i
١.	٩	٧	11	17	ب
۳.	۳۱	17	70	۲.	7

الحل:

لتبسيط الأرقام فى حساب معاملات الارتباط بين كل من أ، ب وأ، ج وب، جنطرح من كل درجات ب العدد ٣ ونطرح من كل درجات ب العدد ٧ ونطرح من كل درجات جالعدد ١٧ ثم نحسب معاملات الارتباط بأى من الطرق سالفة الذكر ونطبق المعادلة:

$$\frac{(1 + -c^{1}) + c^{1}}{(1 + c^{1})} = \frac{(1 + c^{1}) + c^{1}}{(1 + c^{1})}$$

ج′	ب ۲	٧١	ب جـ	اج	اب	ح	ب	l i
٩	40	17	10	17	٧.	٣	٥	٤
ኘ έ	17	40	77	٤.	۲.	٨	٤	
•	•	١	١ ،	•		,		1
197	٤	٩	٧٨	٤٢	٦	١٤	۲	٣
179	٩	•	٣٩	•		14	٣	
۸۳۵	οź	٥١	111	9 £	٤٦	۳۸	١٤	١٣

$$\frac{(1 + 2) \times 73 - 71 \times 31}{(1 + 2) \times (1 + 2)} = \frac{(1 + 2) \times (1 + 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2) \times (1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1 \times 2)}{(1 \times 2)} = \frac{(1 \times 2) \times (1$$

$$\frac{\lambda}{\sqrt{9}} = \frac{\lambda}{\sqrt{9}} = \frac{\lambda}{\sqrt{1715}} = \frac{\lambda}{\sqrt{9}} =$$

مثال (۲۰ – ۲۰):

أحسب معامل ارتباط المتعدد رأب جـ من البيانات الموضحة بالجدول التالى:

ج (رأب.ج) للبيانات التالية:

	٦	٥	٤	۳	۲	j
1	٦	٣	۲	٥	ŧ	ب
Ĺ	٣	۲	٥	ź	٦	₹.

الحل:

ج'	ب'	۲ أ	بج	آج	ļ	5	Ų	Í
٣٦	١٦	٤	7 £	17	٨	7	£	۲
١٦	40	٩	۲.	17	10	٤	٥	٣
40	٤	17	١.	۲.	٨	٥	۲	٤
٤	٩	40	٦	١.	10	۲	٣	٥
٩	77	47	١٨	١٨	41	۳	٦	٦
٩.	٩.	٩.	٧٨	77	٨٢	۲.	٧.	۲.

$$(c_{ij}) = \frac{(i_{ij})^{2} - (i_{ij})^{2}}{(i_{ij})^{2} - (i_{ij})^{2}} = \frac{(i_{ij})^{2} - (i_{ij})^{2}}{(i_{ij})^{2}} = \frac{(i_{ij})^{2} - (i_{ij})^{2}}{(i_{ij})^{2}} = \frac{(i_{ij})^{2} - (i_{ij})^{2}}{(i_{ij})^{2}} = \frac{(i_{ij})^{2} - (i_{ij})^{2}}{(i_{ij})^{2}} = \frac{(i_{ij})^{2}}{(i_{ij})^{2}} = \frac{(i_$$

$$\frac{1}{0} = \frac{1}{0} = \frac{1$$

:Biserial Correlation الارتباط الثنائي

يستخدم ارتباط الثنائى بين متغيرين إذا كان أحد المتغيرين يصنف فى مجموعتين فقط والآخر يصنف فى فنات عددية محددة المدى. فإذا أردنا حساب العلاقة بين الابتكار والمستوى الاجتماعى الثقافى وأن عينة الأفراد يمكن تصنيفها إلى مرتفعى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى أو أردنا حساب العلاقة بين الذكاء وسمات الشخصية الانطوائية والانبساطية وتم تصنيف عينة الأفراد إلى انطوائيين وانبساطيين. وواضح أن المتغير الثانى فى الحالتين السابقتين مقسم إلى مجموعتين فقط إلا أنه متغير متصل Continous أى أن هناك درجات محتملة لا تنقطع لهذا التغير.

ولاستخدام هذه الطريقة ينبغى أن يكون كل من المتغيرين متصلا، ولكن تم تصنيف أحدهما إلى مجموعتين. وأن يكون كل من المتغيرين موزعاً في المجموعة الأصلية (المجتمع الأصل) توزيعاً اعتدالياً.

طريقة حساب معامل الارتباط الثنائى:

إذا صنفنا الأفراد في أحد المتغيرين إلى مجموعتين ورمزنا للمجموعة الأولى بالرمز (س ب) فإن خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي تتلخص فيما يلى:

- ١- إيجاد قيمتي متوسط المجموعة (أ) والمجموعة (ب) أي سَ أ، سَ ب.
 - ٢- إيجاد الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية (ع).

- تحدید نسبة عدد أفراد المجموعتین إلى أفراد المجموعة الكلیة
 (المجموعتین معا)، وسنرمز لهما بالرمزین ا، ب.
- ٤- بالرجوع إلى جدول الارتفاعات وأجزاء المساحات تحت المنحنى الاعتدالي عن نقطة انفصال المعتدالي عن نقطة انفصال المجموعتين وسنرمز له بالرمز ص.
 - ٥- نعوض في القانون التالي للحصول على معامل الارتباط الثنائي.

مثال (۷ - ۲۱):

أوجد معامل الارتباط الثنائي بين درجات مجموعة من الطلاب في اختبار للابتكار ودرجاتهم في سمتى الانطوائية والانبساطية التي صنف الطلاب إلى مجموعتين حسب هاتين السمتين كما في الجدول التالي:

ſ	المجموع	_ * * *	-11.	-17.	-17.	-1	الابتكار
١		70.					الشخصية
l	۱۸۰	۳۰	٥٥	٤٥	٣,	٧.	انطواني
Ì		٥,	٤.	٦٥	٤٥	١.	انبساطي
Ì		۸۰	40	11.	٧¢	۳.	المجموع

الحل:

نحسب متوسط درجات مجموعة الانطوائيين (سَ أ) ومتوسط درجات الانبساطيين (سَ ب) والانحراف المعياري للمجموعة الكلية على النحو التالي:

أولاً: حساب المتوسط للمجموعتين:

	عة (ب)	المجمود			عه (۱)	المجمو
س ك	w	اف	س ك	س	丝	ف
110.	110	١.	77	110	۲.	1
7070	160	٤٥	170.	111	٣٠	- 18.
11770	140	٦٥	۷۸۷٥	140	٤٥	-17.
۸۲۰۰	4.0	٤٠	11770	7.0	٥٥	-19.
1140.	770	٥,	٧٠٥٠	770	۳٠	70 77.
44		71.	4170.			

ثانيا: حساب الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية:

س'ك	س'	س ك	<u>এ</u>	س	ف
797Vo.	17770	710.	۳.	110	_1
1077770	71.70	١٠٨٧٥	٧٥	150	- 18.
44700	7.707	1970.	11.	140	-17.
799770	17.70	19270	90	7.0	- 19.
£ £ 1 Å • • •	00770	144	۸٠	740	70 77.
****			٣٩.		

ثالثًا: حساب نسب عدد أفراد كل مجموعة إلى أفراد المجموعة الكلية:

نسبة عدد أفراد المجموعة الأولى إلى العدد الكلى

رابعاً: حساب ارتفاع المنحنى الاعتدالي عند نقطة انفصال المجموعتين (ص):

نبحث فى جدول الارتفاعات والمساحات أقل المنحنى الاعتدالى رقم (١) بالملحق ص ٣٨٧ عن الارتفاع عندما تكون المساحة الكبرى ٥٥٠٠ والمساحة الصغرى ٢٤٠٠ فنجد أنها تساوى ٠٠٤٠.

خامساً: التعويض في القانون:

ارتباط ثنائي:

$$\frac{1 \times \psi}{2} = \frac{1 \times \psi}{2}$$

$$770, \cdot \times 9., \cdot =$$

= - ٠,٠٥٦ و هو معامل ارتباط سالب.

تطبيقات تربوية على معامل الارتباط:

يستخدم معامل الارتباط (ر) Coefficient of Correlation في حساب ثبات وصدق المقاييس النفسية والتربوية كما يستخدم في حساب الانساق الداخلي لمفردات المقاييس النفسية والتربوية.

الفصل الثامن تحليل الانحدار Regression Analysis

النعدار الغطى Linear Regression

Y - الانعدار التعدد الغطوات Step - Wise Regression



تحليل الانحدار

Regression Analysis

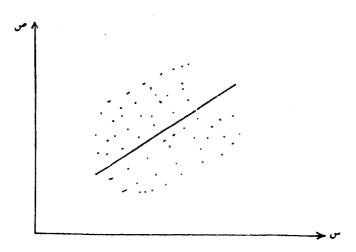
يهدف الانحدار إلى التنبؤ بأحد المتغيرات إذا علم مقدار متغير آخر أو أكثر ترتبط مع هذا المتغير بعلاقة خطية.

وقد يكون معامل الارتباط بين متغيرين كافيا للتعرف على العلاقة بينهما. ولكن في أحيان كثيرة يكون الهدف من التحليل الإحصائي أكثر من معرفة العلاقة بين المتغيرين حيث أن هدف العلم بصفة عامة هو التنبؤ ببالظواهر وضبطها. ومعادلة الانحدار توفر أفضل طريقة من الطرق الإحصائية المستخدمة للتنبؤ بدرجة فرد في أحد المتغيرين بمعرفة درجته في متغير آخر.

ومعادلة الانحدار هي معادلة خط مستقيم، فإذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطى هي:

ولكن معادلة الانحدار لا تمثل ارتباطا تاما بين متغيرين كما هو الحال في معادلة الخط المستقيم، لأن الارتباط التام نادر الحدوث في الحياة اليومية بعامة وفي المتغيرات المرتبطة بالنواحي الاجتماعية والنفسية والتربوية بخاصة ففي كثير من الحالات يكون الاتجاه العام قريبا من الخط المستقيم ولكن لا تقع جميع النقاط على خط مستقيم، ويسمى الخط المستقيم الذي يتوسط هذه النقاط بخط الانحدار.

ويمثل شكل (٨ - ١) خط انحدار المتغير ص على المتغير س مثلاً:



شکل (۸ – ۱) خط انحدار المتغیر ص علی المتغیر (س)

فإذا كانت معادلة انحدار ص على س كما سبق إيضاحه هى: ص = أ + ب س.

فإذا كانت ص هى القيمة المتوقعة (أو التى يمكن التنبؤ بقيمتها بدلالة قيم س) فإن قيمة ب تسمى بمعامل انحدار ص على س، ويمكن حساب قيم كل من أ، ب رياضيا بحيث تقلل أخطاء التقدير أو المتوقع إلى نهايته الصغرى كما سيتضح عند التعرض لطرق حساب معادلة الانحدار الخطى.

وهناك عدة شروط لاستخدام معادلة الانحدار الخطى فى التنبؤ بالظواهر المختلفة يمكن إيجازها فيما يأتى:

- 1- ينبغى أن تكون المتغيرات المستقلة مرتبطة بعلاقة خطية مع المتغير التابع.
- ٢- يمكن جمع تاثيرات المتغيرات المستقلة معا لينتج مقدار التنبؤ بالمتغير
 التابع.

- ٣- ينبغي ألا تكون المتغيرات المستقلة مترابطة فيما بينها.
- ٤- ينبغي أن تكون جميع المتغيرات المستقلة من المتغيرات المتصلة.
- و. ينبغى أن يكون المتغير التابع موزعا توزيعا اعتداليا خلال مستويات
 المتغيرات المستقلة كل على انفراد وكلهم مجتمعين.
 - ٦- أن يكون تباين المتغير التابع متساو خلال مستويات المتغيرات المستقلة.
- ٧- ينبغى أن تكون فئة المتغيرات المستقلة متضمنة لكل المتغيرات الرئيسية
 المؤثرة على المتغيرات التابعة.
- ٨- ينبغى أن تكون المقاييس المستخدمة على درجة عالية من الثبات والصدق.
 حساب معادلة الاتحدار الخطى البسيط:

فيما يلى استعراض لطريقتين من طرق حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط وهي:

الطريقة الأولى: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط من الدرجات الخام: إذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطى هى:

 $\mathbf{w} = \mathbf{1} + \mathbf{v} \cdot \mathbf{w}$

فإننا نستطيع تعيين المعادلة إذا علمت قيم أ، ب، فإذا حسبت قيمة ب في المعادلة:

ا = ص - ب س (۲)

فإنه يمكن حساب معادلة انحدار ص على س، والأمثلة التالية توضيح طريقة حساب معادلات الانحدار الخطى.

مثال (۸ – ۱):

أحسب معادلة انحدار ص على س للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

1	10	١٣	١.	٩	٧	٥	٣	١	۳	i
	V	Α	٩	1.	11	17	14	١٤	ص	l
	L			<u> </u>					1-11	

س ص	ص'	س'	ص	س
1 £	197	١	1 8	١
44	174	٩	١٣	٣
4.	1 £ £	40	17	•
٧٧	171	£ 9	11	٧
4	1	۸١	1 1.	٩
99	۸۱	171	٩	11
1.1	7.5	179	۸ ا	١٣
١.٥	£ 9	770	٧	10
۸۸ه	974	٦٨٠	٨٤	٦ ٤
			صَ = ٥٠,٥	س = ۸

$$A\times (1,V-)-1\cdot,o=1$$

: معادلة انحدار ص على س هي:

مثال (۸ – ۲):

أحسب معادلة انحدار ص على س البيانات الموضحة بالجدول التالى:

١٦	٩	10	٦	٧	٧	س
٩	0	٩	٣	۲	۲	ص

الحل:

س ص	س '	ص	س
١٤	٤٩	۲	٧
1 £	٤٩	۲ .	٧
۱۸	44	٣	٦
180	770	9	10
٤٥	۸1		٩
1 £ £	707	4	15
٣٧.	797	۳.	٦.
		سَ = ه	سَ == ۱۰

$$\frac{\dot{o} \times w - w - w \times a - w}{\dot{o} \times w - w \times a - w} = \psi$$

مثال (۸ – ۳):

أحسب معادلة انحدار س على ص البيانات الموضحة بالجدول التالى:

	٦	£	۲	٣	٥	س
Γ	£	7	٥	٧	٨	ص

		٠		٠
٠	,	١	_	_1
	L		_	-

س ص	س`	ص	س
٦ ٤	٤٠	٨	8
٤٩	41	٧	٣
40	١.	٥	
۳٦	Y £	٦	
١٦	Y £	£	٩
19.	119	٣.	٣.

نفرض أن معادلة انحدار س على ص هى:

$$3.4$$
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4
 3.4

الطريقة الثانية: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط بمعلومية معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص والانحراف المعيارى لكل منهما:

إذا فرضنا أن معادلة انحدار ص على س هى:

ص = أ + ب س

فإنه يمكن تحديد قيم أ، ب كما يلى:

أ = صَ _ ب سَ

 $y = 0 \times \frac{3w}{3w}$

عى س هى: وتكون معادلة انحدار ص على س هى:

مثال (۸ – ٤):

أحسب معادلة انحدار ص على س من البيانات التالية باستخدام معامل الارتباط بين س، ص والانحراف المعيارى لهما:

٨	£	۳	٧	٥	س
٤	٨	٥	٧	٦	

الحل:

ح س × ح ص	ح٢ص	ح۲ س	ح ص	ح س	ص	س
صفر	•	١	صفر	١ _	7	٥
1	1 1	١	١	1	٧	V
صفر	١ ١	•	١_	صفر	٥	١, ٦
£ _	£	£	۲	۲_	٨	٤
£ _	٤	ŧ	٧	۲+	ź	٨
٧ _	1.	1.			۳٠	۳.

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{0}}} = \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{0}}$$

مثال (۸ – ۰):

أحسب معادلة انحدار ص على س الموضحة بالجدول التالى:

•			_ •		, ,	س
£.	٧	7	٤ ٣	٦	٥	ص
						لحل:
ح 'ص	ح'س	ں×حص	ح ص ح س	ح س	ص	س
•	1 1	•	•	۲_	٥	٣
1	•	•	١	١ ،	٦	ه
£	١ ١	Y_	۲-	١	٣	٦
1	١	1+	1+	1-	£	٤
1	ا ؛	7	٧	۲	٦	٧
£	1	۲_	٧_	١- ١	٧	٤
١	1	1_	١-	,	٤	٦
17	17	۲_			70	70

$$0 = \frac{r0}{V} = \frac{r0}{V}$$

$$0 = \frac{r0}{V} = \frac{r0}{V}$$

$$0 = \frac{r0}{V} = \frac{r0}{V}$$

$$0 = \frac{r0}{V} = \frac{r}{V}$$

$$0 = \frac{r}{V} $

$$0 = \frac{r}{V} = \frac{r}{V}$$

$$0 = \frac{r}{V} = \frac{r}{V}$$

$$0$$

مثال (۸ – ۲):

حصل أحد الطلاب في الامتحان النصفي لمقرر الإحصاء التربوي على ٢٦ درجة، فما الذي تتنبأه لهذا الطالب في الامتحان النهائي علما بأن متوسط درجات الطلاب في مجموعة فصله في الاختبار النصفي هو ٧٠ بانحراف معياري قدره ٤ وأن متوسط درجات طلاب فصله في الامتحان النهائي لهذا المقرر هو ٧٥ درجة بانحراف معياري قدره ٨ مع العلم بأن معامل الارتباط بين درجات الطلاب في الامتحانين هو ر = ٠٠٠٠

$$w = \frac{3w}{3w} \quad (w - 0)$$

$$w = \frac{3w}{3w} \quad (w - 0)$$

$$w = \frac{\lambda}{3w} \quad (v - 1v) \quad (w - 0)$$

10, £ · = 9, 7 · _ Yo =

مثال ($\Lambda - V$): أحسب معادلة انحدار س على ص للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

٥	٤	٣	٦	٧	س
<u> </u>	٦	٣	£	٥	ص
					A A.

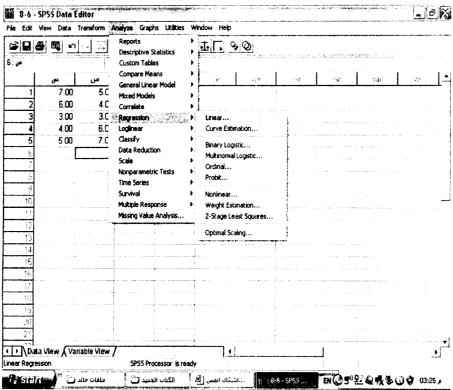
الحل:

ح'ص	ح ٰس	حس×حص	ح ص	ح س	ص	س
•	٤	•	•	۲	٥	V
١	١	١_	١	١	£	٦
٤	£	ŧ	۲	۲_	٣	٣
١	١	1_	١	١	٦	٤
ŧ	•	•	۲		٧	٥
١.	١.	۲			70	40

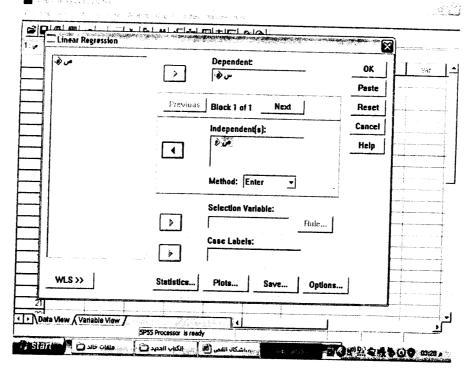
$$0 = \frac{70}{0} = \frac{70}$$

ولإيجاد معادلة انحدار س على ص باستخدام برنامج SPSS نتبع الطريقة التالية:

- ا نقوم بإدخال البيانات على شاشة Data editor وتحديد نوعية المتغيرين س، ص.
- من قائمة Analyze نختار Rogression فتظهر قائمة منسدلة فرعية أخرى نختار منها Linear كما يوضح ذلك الشكل التالى (٨ ٢):



شكل (^ – ٢) ٣- فى حالة معادلة انحدار س على ص توضع س فى خانة المتغير التابع Dependent، وتوضع ص فى خانة Independent



شكل (٨ - ٣) ثم نضغط Ok فتظهر لنا شاشة المخرجات التالية:

Coefficients^a

			dardized icients	Standardized Coefficients			
Model			Std. Error	Beta	t l	Sig.	
1	(Constant)	4.000	2.939		1.361	.267	
	من	.200	.566	.200	.354	.747	

a. Dependent Variable: س

شكل (۸ – 3)
ويتضح من الجدول المعاملات الموضح فى شكل (۸ – 7) أن قيمة Beta هى (۰,۲)، وقيمة الثابت 3 فتكون المعادلة:

س = ۲,۰ ص + ٤

وهي نفس المعادئة لانحدار س على ص التي حصلنا عليها إحصائيا.

الانحدار المتعدد الخطوات Step Wise Regression!

طريقة حساب معادلة الانحدار المتعدد:

نفترض أن لدينا عينة مكونة من عدد من الأفراد (ن) وأننا قد قمنا بقياس ٣ متغيرات مستقلة أو أكثر لكل فرد من أفراد هذه العينة. ونفترض أننا نرغب في معرفة أفضل متغير من المتغيرات المستقلة يستطيع التنبؤ بالمتغير التابع أو أننا نرغب في التعرف على أهم متغير من المتغيرات المستقلة من حيث تأثيره في المتغير التابع بالنسبة للمتغيرات الأخرى، وسنرمز للمتغير التابع كما سبق بالرمز ص ونرمز للمتغيرات المستقلة بالرموز س١، س٢، س٣، ثم نقوم بحساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٣، ... التي تنتج من أعلى معامل ارتباط موجب يمكن الحصول عليه من قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة ومعامل الارتباط الناتج يسمى معامل الارتباط المتعدد. وكلما يزداد عدد المتغيرات المستقلة (س) فإن طريقة حساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٣، ... تكون المتعربة ... تكون

وفيما يلى يوضح المؤلفان طريقة حساب ب١، ب٢ ثم طريقة حساب أ

١ - حساب قيم ب١، ب٢:

إذا فرضنا أن معادلة الانحدار المتعدد في متغيرين هي:

ص = ا + ب، س، + ب، س،

فإن القيم العظمى لمعامل الارتباط بين قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة من معادلة التنبؤ يمكن الحصول عليها إذا عرفنا أن أ، ب١، ب٢ التي تجعل مجموع مربعات الفروق بين القيمتين أصغر ما يمكن.

.. مجموع مربعات الفروق = مد (ص - ص) ٢

فإذا كان متوسط درجات ص هو ص ومتوسط درجات س١، س٢ هو على الترتيب س١، س٢، فإنه يمكن حساب قيمة أ من المعادلة التالية:

$$i = \omega_1 - \mu_1 \omega_1 - \mu_2 \omega_1$$
 $i = \omega_1 - \mu_1 \omega_1 - \mu_2 \omega_1$
 $i = \omega_1 + \mu_1 (\omega_1 - \omega_1) + \mu_2 (\omega_2 - \omega_1)$
 $i = \omega_1 + \mu_2 (\omega_1 - \omega_1) + \mu_2 (\omega_2 - \omega_1)$
 $i = \omega_1 + \mu_2 \omega_1 + \mu_2 \omega_1$

وعندما يكون مجموع مربعات الفروق بين قيم ص المشاهدة وص المحسوبة أقل ما يمكن، فإن قيم ب١، ب٢ لابد وأن تحقق المعادلتين التاليتين:

$$(ξ)$$
 $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$ $(ξ)$

يتضح من المعادلتين (7)، $_{0}$ و(3) أن لدينا معادلتين في مجهولين هما ب ١، ب ٢ ويمكن حل هاتين المعادلتين بالطريقة الجبرية المعروفة كأن نضر ب طرفى المعادلة (7) في محس 7 والمعادلة (3) في محس 7 مثلاً فتكون المعادلتان الناتجتان هما:

$$\begin{array}{l}
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) + \text{P}^{1} \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ \text{W}^{1} \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ \text{w}^{1} \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ \text{w}^{1} \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) - \text{P}^{1} \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ \text{w}^{1} \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \ \text{w}^{1} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ 1 \right) \left(\text{Ac} \ 1 \right) \\
+1 \left(\text{Ac} \$$

$$\frac{(n - w + w) (n - w + w) + (x + w + w) (n - w + w)}{(n - w) - (x + w) + (x + w)} = 1$$

$$(nc-w^{\gamma}m) = (nc-w^{\gamma}m) - (nc-w^{\gamma}m) = (nc-w^{\gamma}m) + $

إحسب معادلة إنحدار ص على س١، س٢ الموضحة بالجدول التالى:

ſ	٨	٣	٤	٥	ص
I	٤	٧	۲	٦	۱ س
Ī	٧	۲	٦	٥	۳س

الحل:

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

$$7m7 + 1m1 + 1 = 0$$

$$(ac w, w) (ac w', + + + (ac w, w) (ac w, w, w)$$

$$= 1$$

$$(ac w', w) (ac w', w)$$

$$(ac w^{7} w) (ac w^{7},) - (ac w, w) (ac w, w)$$

$$= Y + (ac w, w)$$

$$(ac w^{7},) - (ac w, w)$$

7 m 1 m	س ۲	1 ¹ m	س۲ص	ساص	۳س	١س	ص
٣.	40	77	40	۳.	٥	٦	٥
١٨	٣٦	4	Y £	١٢	٦	٣	£
16	£	£4	٦	71	۲	٧	٣
47	£9	17	٥٦	44	٧	ŧ	٨
٩.	116	11.	111	90	۲.	۲.	٧.
					س ۲ ==	س ۱	صَ = ہ
	•				٥	o=	

$$\frac{9 \cdot \times 111 - 111 \times 90}{(9 \cdot) - 111 \times 111} = 1$$

$$\frac{\lambda \xi}{\lambda \xi} = \frac{114. - 1.47}{102.} = \frac{114.}{102.}$$

$$\frac{\lambda \xi}{\lambda \xi} = \frac{11. \times 111}{102.}$$

$$= \frac{111 \times 111}$$

مثال (۸ – ۸):

أحسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

٦	ź	٥	٣	۲	ص
۲	7	٥	٤	٣	س۱
•	£	۲	٣	٦	س۲

الحل

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

حيث:

$$\frac{(n - w - w)(n - w)(n - w)(n - w)}{(n - w - w)(n - w)(n - w)} = 1$$

$$\frac{(n - w^{2} - w^{2}) - (n - w^{2} - w^{2}) - (n - w^{2} - w^{2})}{(n - w^{2} - w^{2}) - (n - w^{2} - w^{2})} = Y$$

۳س۱س	س۲ ۲	س ۱	س۲ص	س١ص	س ۲	١س	ص
١٨	77	£	17	٦	٦	٣	۲
١٢	٩	٩	٩	14	٣	£	٣
١.	£	70	١.	40	4	، ه	٥
7 £	17	١٦	17	Y £	£	٦	٤
١,	40	77	۳.	14	٥	۲	٦
٧ ٤	٩.	٩.	٧٧	V4	۲.	٧.	۲.
						صَ = ٤	سَ = ٤

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V - 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V + 9} = 0$$

$$\frac{V(V \times V) - 9 \cdot V + 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V + 9} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V + 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V + 9} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V + 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V + 9} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V + 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V + 9} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V + 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V + 9} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V \times V + 9}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V - 9 \cdot V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) - 9 \cdot V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times V} = 0$$

$$\frac{V \times V \times V \times V}{V(V \times V) \times$$

مثال (۸ – ۹):

أحسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضعة بالجدول

التالي:

			٤	۲	ص
٦	٤	۲	٣	٥	س ۱
	٦	ŧ	۲	٥	۲۰۰۰

الحل

L	<i>س</i> ' ۲	س ۱ ۱	س٢ص	س١ص	س۲	س ۱	ص
-	40	40	1.	1.	٥	0	7
1	£	٩	٨	17	۲	٣	ź
1	17	٤	۲.	١.	٤	۲	٥
	٣٦	١٦	14	17	٦	٤	٣
L	٩	٣٦	1.6	. 77	۳	4	4
Γ	۹.	٩.	٧٤	۸.	٧.	٧.	٧.

$$(1 \text{ (مد س ۲ ۲)} - (1 \text{ (مد س ۲ ۲)}) - (1 \text{ (مد س ۲ ۲)})$$

$$(1 \text{ (مد س ۱ س ۲)})$$

$$(1 \text{ (مد س ۱ س ۲)})$$

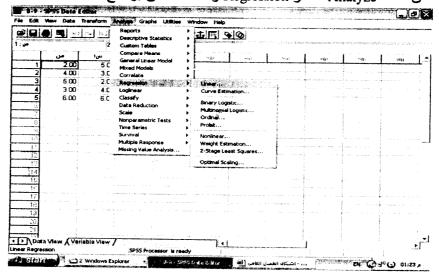
$$(3 \text{ (مد س ۱ س ۲)})$$

$$(\Lambda 1) = 1 \cdot (\Lambda 1)^{-1}$$
 = ۱ب

$$(n - w^{1}w) (n - w^{1}) - (n - w^{1}w) (n - w^{1}w^{1})$$

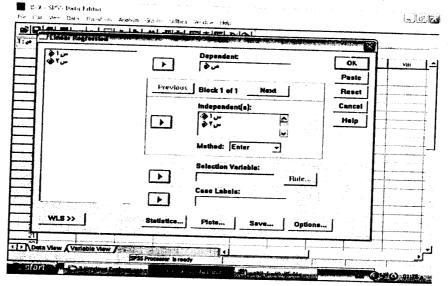
$$= (n - w^{1}w) - (n - w^{1}w^{1}) - (n - w^{1}w^{1})$$

ولحساب معامل انحدار ص على س١، س٢ باستخدام برنامج SPSS من قائمة Analyze نختار Regression والشكل التالي يوضح ذلك:



شکل (۸ – ۰)

فيظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل التالى:



شکل (۸ – ۲)

وحيث أننا نريد إيجاد معادلة أنحدار ص على س١، س٢ فنضع ص في خانة المتغير التابع Dependent، ونضع كلا من س١، س٢ في خانة (s) Independent(s)

Coefficients^a

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
Model	- 12	В	Std. Error	Beta	t l	Sig.
1	(Constant)	6.182	3.145		1.965	.188
i	س1	6.061E-02	.567	.061	.107	.925
L	س2	606	.567	606	-1.069	.397

a. Dependent Variable: مم

شکل (۸ – ۷)

تمارين على الفصل الثامن

أحسب معادلات انحدرا ص على س وانحدار س على ص للبيانات

التالية:

						<u>(\ - \\)</u>
Y	٧	7	٥	٣	۲	<u>"</u>
٧	۲	٧	٦	٣	٥	ص

(۳ – ۸) س ۳ ۲ ۲ ۱ و س ص ۸ ۲ و ۲ ۸ ۷

(**t** - ^)

أحسب معادلات انحدار ص على س١، س٢ للبيانات التالية:

٥	٧	٨	٤	۲	ص
٦	ŧ	5	۲	۲	س ۱
٦	٧	٥	٣	£	۳س

الفصل التاسع تحليل التباين Analysis of Variance



تحليل التباين

Analysis of Variance

تعتبر طريقة تحليل التباين من آهم الطّرق الإحصائية المستخدمة في الدراسات والبحوث النفسية والتربوية ويهدف تحليل التباين إلى تحقيق الأغراض التالية:

- 1- الكثيف عن مدى تجانس العينات ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة.
- ٢- الكشف عن الفروق القائمة بين البنين والبنات سواء فى القدرات
 العقلية أو السمات المزاجية أو النواحى التحصيلية.
- ٣- قياس مدى تجانس المفردات التى تتألف منها الاختبارات النفسية والتربوية.

هذا وتختلف وتتعدد طرق ووسائل هذا النوع من التحليل وسيتعرض المؤلفان في هذا الفصل للطرق العملية البسيطة التي تتصل اتصالاً مباشرا بميادين الدراسات والبحوث النفسية والتربوية.

الخواص الإحصائية للتباين:

- 1. التباين هو متوسط مربعات الانحرافات أو هو مربع الانحراف المعيارى ع.
- ٢- يستخدم تحليل التباين في قياس الفروق الفردية والفروق بين المجموعات.

وذلك لأنه كما بينا فى الخاصية السابقة أن التباين يعتمد على مدى انحراف درجات كل فرد عن متوسط درجات الأفراد، أو مدى انحراف متوسط كل جماعة عن متوسط الجماعات.

٣- جمع التباين.

إذا أثرت عدة عوامل مختلفة على ظاهرة معينة فإن تباين هذه العوامل يساوى حاصل جمع تباين تلك العوامل. فإذا فرضنا أن العوامل المؤثرة على

الظاهرة هي أربعة عوامل وكان الانحراف المعياري لهذه العوامل هي ع١، ع٢، ع٣، ع٤،

فإن ع'ن = ع'
$$1 + 3$$
 $1 + 3$ $1 + 3$ $1 + 3$ فإن ع'ن = 1، ۲، ۳، ٤

وهذه الخاصية تفيد في معرفة أن التباين يمكن حسابه بمعرفة المجموع الجبرى لمكوناته، أما الانحراف المعيارى فإنه لا يخضع لمثل هذا النوع من التحليل وسبب ذلك أن ع لا تساوى ع١ + ع٢ + ع٢ + ع٤

ويمكن توضيح هذه الفكرة بالمثال العددى البسيط التالى:

$$(\Lambda)^{\dagger} = (\Lambda)^{\dagger} = (\Lambda)^{\dagger} + (\Lambda)^{\dagger}$$
 إذا كانت (۱۰)

فإن ۱۰ لا تساوى ٦ + ٨.

٤ - التباين الوزنى ومكوناته:

يسمى تباين المجموعات أو العينات بالتباين الوزنى، فقد يسمى متوسط تباينات تلك المجموعات أو متوسط متوسطات تباينات المجموعات تباينا وزنيا، ولحساب التباين الوزنى لدرجات عينتين من البنين والبنات فى أحد الاختبارات النفسية أو التربوية نطبق المعادلة التالية:

على التباين داخل المجموعتين أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة لمتوسطها. وبذلك يمكن حساب تباين البنات بالنسبة لمتوسط البنات البنات ويمكن حساب تباين البنين بالنسبة لمتوسط درجات البنين ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Within

Groups ويدل الرمز ق 1 على انحراف متوسط درجات المجموعة الأولى عن المتوسط الوزنى للمجموعتين أى أن

ق
$$I = m \cdot I - a$$
 حيث $m \cdot I = 2a$ متوسط المجموعة الأولى $m \cdot I + m \cdot I$ ، a هو المتوسط الوزنى للمجموعتين a = a

ويدل الرمز ق٢ على انحراف متوسط درجات المجموعة الثانية عن المتوسط الوزني للمجموعتين أي أن:

$$\frac{7 \, \text{'ق'} + 1 \, \text{'ق'}}{2 \, \text{ot}} = \frac{7 \, \text{ot}}{2 \, \text{ot}} = \frac$$

يدل على تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطهما الوزنى ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups.

٥- النسبة الفائية والدلالة الاحصائية:

(F. Ratro - Statistical Significance)

يعتمد تحليل التباين على مدى اقتراب التباين داخل المجموعات من التباين بين المجموعات أو مدى ابتعاده عنه.

$$1 = \frac{1}{1}$$
 التباین الکبیر $\frac{3}{1} = \frac{3}{1}$ حیث ع $1 > 3$ التباین الصغیر

فإذا كانت قيمة ف غير دالة إحصائيا (أي أن قيمتها تقترب من الواحد) فإنه يمكن استنتاج تجانس المجموعات. والملحق رقم (٣) يوضح دلالة قيم (ف).

طريقة تحليل التباين الأحادي One Way Analysis of Variance

- ١- حساب التباين الداخلى (داخل المجموعات) ذلك بحساب المربعات داخل المجموعات.
- ٢- حساب التباين الخارجى (بين المجموعات) وذلك بحساب المربعات بين المجموعات.

- حساب درجات الحرية لتحويل تلك المربعات إلى التباين المقابل لها
 و الكشف عن الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية.
- ٤- حساب النسبة الفائية والكشف عن دلالتها الإحصائية وذلك للتعرف على
 مدى تجانس أو اختلاف تلك المجموعات.

الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين:

- ١- ينبغى أن يكون التوزيع التكراري لمجتمعات العينات هو توزيعا معتدلاً.
 - ٢- ينبغي أن تكون العينات مأخوذة بطريقة عشوائية.
- ٣- اختيار عناصر المقارنة لأى مجموعة يكون مستقلاً عن العناصر لأى مجموعة أخرى.
- 3- تباين المجموعات الجزئية للمجتمعات المتنوعة هو نفسه لكل المجموعات الجزئية متجانسة التباين.

أولاً: تطيل التباين لمجموعتين:

مثال (۹ – ۱)

الجدول التالى يبين در جات مجموعتين أحدهما من البنين والأخرى من البنات في أحد الاختبارات النفسية والمطلوب دلالة الفروق بين المجموعتين باستخدام تحليل التباين.

۱۸	19	19	۲۱	77	س ۱
10	1 £	۱۸	١٩	19	۳س

س' ۲	س ۱	س۲	س ۱
771	٥٢٩	19	77
441	1 1 1	19	۲١
44 5	771	١٨	19
197	771	1 £	19
770	77 £	10	1.4
1:77	7.17	٨٥	1

$$Y \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\circ} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{v \cdot v + v \cdot v} = 1 \cdot v$$

$$1 \cdot \cdot \cdot \cdot = \frac{v(1 \cdot \cdot \cdot)}{v(1 \cdot \cdot \cdot)} = v(1 \cdot v \cdot v)$$

$$1 \cdot \cdot \cdot = \frac{v(1 \cdot \cdot \cdot)}{v(1 \cdot \cdot \cdot)} = v(1 \cdot v \cdot v)$$

$$1 \cdot \cdot \cdot = \frac{v(1 \cdot \cdot \cdot)}{v(1 \cdot \cdot \cdot)} = v(1 \cdot v \cdot v)$$

(i) مجموع المربعات داخل المجموعتين = $0.13^{1} + 0.73^{2}$

. ع ا = متوسط مربع الدرجات - مربع متوسط الدرجات =

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

مجموع المربعات بين المجموعات = ن اق ١ + ن ٢ ق٢ ٢

$$1 \wedge, \circ = \frac{1 \vee \times \circ + \vee \cdot \times \circ}{\circ + \circ} = \frac{1 \vee \times \circ + \vee \cdot \times \circ}{\circ + \circ}$$

$$^{1}(1,0)^{0} + ^{1}(1,0) \times 0 = 0$$
 مجموع المربعات بين المجموعتين

(ج) درجات الحرية: (١) درجات حرية مجموع المربعات الداخلية:

در جات حرية المجموعة الأولى = ن ١ - ١ = ٥ - ١ = ٤

درجات حرية المجموعة الثانية = ن٢ - ١ = ٥ - ١ = ٤

 $\lambda = 2 + 2 = 1$ درجات الحرية لمجموع المربعات الداخلية

(٢) درجات حرية مجموع المربعات بين المجموعات:

عدد المتوسطات = ٢

(هـ) حساب النسبة الفانية:

(و) الدلالة الإحصائية للنسبة الفانية:

درجات حرية التباين الكبير = ٢ - ١ = ١

 $\Lambda = \Upsilon - 0 + 0 = 0$ درجات حریة التباین الصغیر

بالرجوع للجداول الإحصائية يتضح أن قيمة التباين الدال إحصائيا عند مستوى الدلالة الإحصائية (٠,٠١) هي ١١,٢٦ وهي أكبر بكثير من قيمة ف في المثال الحالى:

وتستخدم الجداول الفائية F- Tables هي عبارة عن جداول لحساب نسبة التباين بدرجات الحرية بين المجموعات وداخل المجموعات عند مستويات الدلالة الإحصائية ١٠,٠٥، (معنى مستوى الدلالة ٥٠,٠ أى نسبة الشك ٥% ونسبة الثقة ٩٥%) ومستوى الدلالة ١٠,٠ يعنى أن نسبة الشك هي ١%) وفي هذا النوع من الجداول تكون درجات الحرية الأفقية خاصة بدرجات الحرية الرأسية خاصة بدرجات الحرية داخل المجموعات.

وفى هذا المثال نجد أن قيمة ف لدرجات حرية (١) بين المجموعات، درجات حرية (٨) داخل المجموعات عند مستوى الدلالة 0.00, تساوى 0.000 وعند مستوى 0.001 وبما أن قيمة ف المحسوبة فى هذا المثال أقل من هاتين الدرجتين فإن النتيجة توضح أن الفرق بين المجموعتين راجع للصدفة فقط.

إذن هذه النسبة لا تختلف في جو هرها عن الصفر وقيمتها ترجع إلى الصدفة و عليه فإنه لا توجد فروق جو هرية بين المجموعتين.

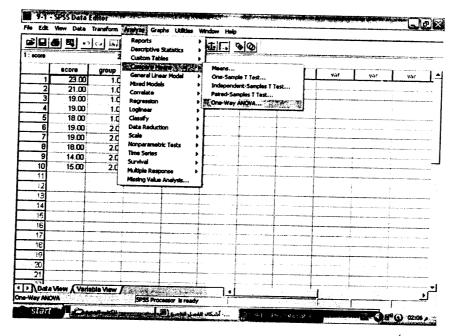
جدول (۹ - ۱): ملخص نتانج تحلیل التباین

مستوى الدلالة	نت	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
		٤,٥	۳۸	۸	داخل المجموعات
	٤,٧	77,0	77,0	١	بين المجموعات
			٦٠,٥	٩	المجموع

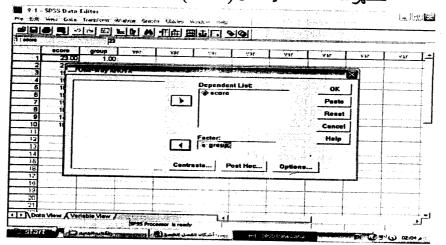
ولإجراء اختبار تحليل التباين الأحادى للمثال السابق (٩ - ١) باستخدام برنامج SPSS نتبع الخطوات التالية:

- ا نقوم بإدخال المتغيرين س ١، س ٢ فى شيت البيانات من Variable View و نختار مستوى القياس المناسب ثم ننتقل إلى Data View و نختار مستوى القياس المناسب ثم ننتقل إلى Data View و نختار مستغيرين س ١، س ٢ الموضحة فى جدول بيانات مثال (٩ ١) السابق. فى عمود واحد ونختار متغير آخر اسمه group.
- ٢- من قائمة Analyze نختار Compare means فتظهر لنا قائمة منسدلة فرعية نختار منها One Way Anova وهي اختصار الأحرف الأولى لتحليل التباين أحادى الاتجاه One Way Analysis of Variance.

ويوضح ذلك الشكل التالي (٩ _ ١):



شكل (٩ - ١) فتظهر لنا النافذة التالية شكل (٩ - ٢):



شکل (۲- ۹)

فنضع المتغير Score في خانة Dependent List في Score والمتغير group في خانة Factor ثم نضغط Ok فنحصل على شاشة المخرجات التالية:

SCORE

SCORE					
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	22.500	1	22.500	4.737	.061
Within Groups	38.000	8	4.750		
Total	60.500	9			

شکل (۹ – ۳)

ويتضح من جدول تحليل التباين السابق أن قيمة ف (٤,٧٣٧) غير دالة الحصائيا حيث قيمة مستوى الدلالة المقبولة يجب أن تكون P > 0.0

و هو نفس الجدول الذي حصلنا عليه بالطريقة اليدوية كما هو موضع في جدول (9-1)

مثال (٩ - ٢):

أوجد دلالة الفروق بين المجموعتين س١، س٢ الموضعتين بالجدول التالى وذلك باستخدام طريقة تحليل التباين:

٦	£	٦	٨	٧	٥	س ۱
٩	٨	٦	0	٧	٧	۳س

|--|

س۲ ۲	۱ س	۳س	١س
٤٩	40	٧	٥
£9	1 19	٧	l v
70	7 ٤	٥	٨
77	77	٦	٦
7 £	17	٨	٤
۸۱	4.4	٩	٦
٣٠٤	777	£ Y	77

$$= \frac{r + r}{r} - \frac{r + r}{r} = \frac{r}{r}$$

$$\frac{1\cdot}{7} = \frac{777-777}{7} =$$

$$\xi^{\gamma} = \frac{\gamma \cdot \xi}{\gamma} = \gamma \cdot (\gamma) - \frac{\gamma \cdot \xi}{\gamma} = \gamma \cdot \xi$$

$$\frac{1\cdot}{7} = \frac{795-7\cdot5}{7} =$$

 \cdot مجموع المربعات داخل المجموعتين = ن اع ا + ن ع ع ٢ .

$$7 \cdot = \frac{1}{7} \times 7 + \frac{1}{7} \times 7 =$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعتين:

$$0$$
ن اس ا 0 ن اس 0 + 0 المتوسط الوزنى لدر جات المجموعتين (م) = 0

$$=\frac{l \times l + l \times V}{l + l}$$

$$= \frac{77 + 73}{17} = \frac{47}{17}$$

 \cdot مجموع المربعات بين المجموعات = ن ا ق ا + ن ا ق \cdot

$$7 = 7 \times 07, + 7 \times 07, = 7$$

(ج) حساب درجات الحرية:

۱- درجات الحرية داخل المجموعات =
$$1 + 7 - 7 = 1$$

۲- درجات الحرية بين المجموعات = $1 - 1 = 1$

(د) حساب التباین:

جدول (۹ – ۲):

تلخيص نتانج تحليل التباين

	T		
ف	التباين	درجات الحرية	مصدر التباين
	7	١.	التباين داخل المجموعات
1,0	٣	11	التباين بين المجموعات
		11	المجموع

تانيا: تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر

اتضح لنا في الأمثلة السابقة طريقة تحليل التباين لمجموعتين وسنحاول في الأمثلة التالية أن نوضح صلاحية طريقة تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر.

مثال (٩ - ٣): إحسب النسب الفائية للفروق بين المجموعات الموضحة في الجدول التالى:

١.	٥	٣	س۱
	١.	٤	۳س
	٨	' 7	س۳

1- 11

	,				الحن
س' ۳	س ۲	س ۱ ۱	س۳	س۲	۱ س
٤	17	٩	٧	£	٣
7 £	1	40	۸	١.	٥
		1			١.
٦٨	117	172	١.	1 £	1.4

$$7 = \frac{1}{\pi} = 1$$

$$V = \frac{12}{Y} = Y$$

$$\int_{0}^{\infty} \left(\frac{1}{10} \right)^{-1} = \frac{1}{10} = 1$$

$$\lambda, \forall \tau = \tau, \forall \tau = \tau, \forall \tau = \tau, \lambda = \tau, \lambda = \tau, \lambda = \tau, \lambda = \tau, \lambda$$

$$3^{\prime} Y = \frac{117}{\cancel{0}} = \frac{7}{\cancel{0}} - \frac{\cancel{0}}{\cancel{0}} = \frac{7}{\cancel{0}} = \frac{7}{\cancel{0}}$$

$$\frac{7}{5} = \frac{7}{5} = \frac{7$$

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات =

$$= 7 \times 77, \Lambda + 7 \times 9 + 7 \times 9$$

$$77 = 17 + 11 + 11 = 77$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$7 = \frac{\gamma}{V} = \frac{\gamma + \gamma + \gamma}{V} = \gamma$$

 7 مجموع المربعات بين المجموعات = ن اق 7 ا + ن 7 ق 7

: مجموع المربعات بين المجموعات =

$$T(r-r)^{2} + Y(v-r)^{2} + Y(o-r)^{2} = o + f + f = 3$$

(ج) حساب درجات الحرية:

١ ـ داخل المجموعات =

(د) حساب التباين:

مجموع المربعات داخل المجموعات عدد درجات الحرية ١ ـ التباين داخل المجموعات =

مجموع المربعات داخل المجموعات عدد درجات الحرية

٢ ـ التباين بين المجموعات =

جدول (۹ – ۳) تلخيص نتائج تحليل التباين

				<u> </u>
ف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
۷,۷۵	10,0	7.7	ŧ	داخل المجموعات
·	۲	ŧ	۲	بين المجموعات
		11	٦	المجموع

مثال (٩ - ٤):

أوجد الفروق بين المجموعات الثلاثة التالية بطريقة تحليل التباين:

	ź	٥	۲	٣	۱س
	\	۲	٣	۲	۲۰۰۰
,		Y	٣	ŧ	٣٠٠

الحل

77,4	س ۲	س ۱	س۳	۲۰۰۰	۱ س
	,	٩	٤	۲	٣
1 ','			٣	٣	۲
1]	Υο.	7	۲	٥
l t			·	,	٤
1	'	! '.'		Ų	١
	٤	,			
79	77	00	۹	1.	10

(i)
$$\frac{1}{2}$$
 $\frac{1}{2}$ $\frac{1}{2}$

$$3^{r} l = \frac{00}{0} = 11 - P = 7$$

$$2^{7} Y = 2 - 2, 2 = 7(Y) - \frac{YY}{2} = 2, 2 = 2$$

$$\frac{7}{7} = \frac{77 - 79}{7} = \frac{77 - 79}{7} = \frac{7}{7}$$

مجموع المربعات داخل المجموعات

 $1,\xi = \frac{1\xi}{1}$ = التباین داخل المجموعات

$$1,000 = \frac{7,00}{7} = \frac{7,00}{7}$$
 ب- التباین بین المجموعات

جدول (۹ – ٤) تلخيص نتانج تحليل التباين

ق	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	1.1	١٤	1.	داخل المجموعات
,,	1.01	۳,۰۷	٧	بين المجموعات
		17.7	١٢	المجموع

مثال (۹ – ٥)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الثلاثة التالية باستخدام تحليل التباين:

9	٤	٦	١.	٥	٨	٧	س
Y	٦	٩	٥	١.	£	7	ص
			٩	۲	٨	٥	ع

الحل

3	ص'	, m	ع	ص	س
70	77	٤٩	0	٦	٧
٦ ٤	17	ጚፏ	٨	٤	٨
ŧ	١	70	4	١.	٥
۸١	70	١	٩	٥	١.
	۸١	44		٩	٦
	77	17		٦	£
	£	۸۱		۲	٩
175	494	441	7 £	٤ ٢	£ 9

(i) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:
= (ن
$$1 ext{ 3}^{'} ext{ 1} + \text{i} ext{ 7} ext{ 2}^{'} ext{ 7})$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^{7} 1 + 0.73^{7} 7)$$

$$= (0.13^$$

$$3^{7} = 77 - 27,$$
 $3^{7} = 79$ $3^{7} = 79$

$$\forall 0,0 = 77 - \xi 7,0 = (7) - \frac{1 \forall \xi}{V} = \xi^{7}$$

$$^{\text{Y}}(V,0)$$
 المجموع المربعات داخل المجموعات = $V + 17 \times V$) $V + 17 \times V$) مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= \frac{\lambda P Y - Y \circ Y}{V} + \frac{3 \times 6 Y Y}{3}$$

$$= \frac{1}{1} \times $

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1}{1} = \frac{7 \cdot 1}{1 \cdot 1} = \frac{7 \cdot 1}{1 \cdot 1}$$

ق
$$Y = 7 - 3, 7 = -3,$$
 $z = 7 - 3, 7 = -3,$
 $z = 7 - 7, 7 + 7(-3, 7)' + 3(-3, 7)'$
 $z = 7 \times 7, 7 + 7 \times 7, 7 + 3 \times 7, 7 + 7 \times 7, 7 + 7 \times 7, 7 + 7 \times 7,

$\Lambda, \Lambda = \frac{1 \Lambda, \Lambda V}{Y, 1 \xi} = \omega$

جدول (٩ - ٥) تلخيص نتانج تحليل التباين

ن	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	7,11	£,YA	۲	بين المجموعات
۸,۸	14,44	777	١٥	داخل المجموعات
		TVA, YA	17	المجموع

مثال (۹ – 7)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الأربعة التالية بطريقة تحليل التباين:

0	١	٤	٣	۲	۱ س
		١	٣	۲	۲س
			١	٣	۳س
			۲	Υ	س ٤

الحل

س ٔ ٤	س ۳	س ۲	س ۲	س ۽	س۳	ٽ ۲	س۱
٤	٩	٤	٤	۲	٣	۲	۲ .
£	١	٩	٩	۲	١	٣	٣
		١	١٦			١	٤
			١				١
			. 40				٥
٨	١.	١٤	٥٥	٤	£	٦	10
				سُ ٤=٢	سَ۳=۲	سَ۲=۲	سَ1=٣

(أ) حساب مجموع المربعات (داخل المجموعات):

$$3^{r} l = \frac{3^{r}}{0} - (7)^{r} = 1 l - P = 7$$

$$3^{r} 7 = \frac{3^{r}}{7} - (7)^{r} = \frac{7}{7}$$

$$3^{r} 7 = \frac{1}{7} - (7)^{r} = 1$$

$$3^{r} 3 = \frac{1}{7} - (7)^{r} = 0$$

$$3^{r} 3 = \frac{1}{7} - (7)^{r} = 0$$

مجموع المربعات داخل المجموعات

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$\frac{7\times 7 + 7\times 7 + 7\times 7 + 7\times 9}{7 + 7 + 7 + 7} =$$

مجموع المربعات بين المجموعات =

$$^{7}(1,77-)^{7}+^{7}(1,77-)^{7}+^{7}(1,77-)^{7}+^{7}(\cdot,7)\times 0$$

$$1, \xi 9 \times Y + 1, \xi 9 \times Y + 1, \xi 9 \times Y + \cdot, 7 \cdot \lambda \xi \times 0 =$$

$$1\text{T,} \text{EV} = \text{T,} \text{AA} + \text{T,} \text{AA} + \text{E,} \text{EV} + \text{YE} \cdot \text{,} \text{T} =$$

(ج) درجات الحرية:

(د) حساب التباين:

$$17, 17$$
 = $17, 17$ = $17, 17$ = $17, 17$ = $17, 17$

جدول (۹ – ۲) تلخیص **نتقح تحلیل التبای**ن

ف	التباين	مجموع المربعات	درجات العرية	مصدر التهاون
	1,40	14.	٨	داخل المجموعات
7,07	1,19	17,27	٣	بين المجموعات
			11	المجموع

مثال (۹ ـ ۷)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات التالية باستخدام تحليل التباين:

		Υ	١	100
	١	٣	۲	س۲
	۲	٧	٦	س٣
		۲	۲	س ٤
٣	ź	٣	۲	س٥

الحل

سه	س٤	س۳	۳س	۳س	سه	س ٤	۳۰۰	۳س	س ۱
٤	£	44	٤	١	۲	۲	٦	۲	١
٩	٤	٤٩	۹	٤٩	٣	۲	٧	٣	٧
17		£	١١		£		۲	١	
٩					٣				
۳۸	٨	٨٩	1 £	٥.	17	ź	10	7	٨
					سُە≕۳	سَ ٤=٢	س ۳ن ۵ ≕ ۵	س ۲=۲	سَ ١=٤

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$q = 17 - 70 = \frac{7}{7} - \frac{0}{7} = 75$$

$$-\frac{15}{7} = 77$$

$$-\frac{15}{7} = 77$$

$$37 = 70 - 79,77 = \sqrt{\frac{10}{7}} - \sqrt{\frac{19}{7}} = 77,87 - 07 = 77,3$$

$$33 = \frac{\lambda}{\gamma} - \frac{1}{\gamma} = -aic$$

$$0.00 = 9 - 9.00 = \frac{7}{2} = 0.00 = 0.00$$

مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$0!3! + 0!3! +$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\frac{17+2+7+7+7+7+7}{} =$$

$$\frac{r}{1!} = \frac{10}{1!} = \frac{10}$$

$$\frac{\pi_{-}}{12} = \frac{20 - 27}{12} = \frac{20}{12}$$

مجموعات المربعات بين المجموعات =

$$^{r}(\frac{7 \circ}{1 \cdot \xi})$$
 r r

جدول (۹ – ۷) ملخص نتائج تحليل التباين

			<u> </u>	
اف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	۰٫۸۷۰	70	٤٠	داخل المجموعات
0,70				بين المجموعات
	٤,٦٠	۱۸,٤	ŧ	
			ŧ ŧ	المجموع

ويمكن إجراء تحليل التباين الأحادى في المثال السابق (٩ – ٧) وذلك باستخدام برنامج SPSS الإصدار العاشر وما بعده كما يلي:

- ١- نقوم بتحدید متغیرین من Variable View احدهما یسمی Score ویتم فیه ادخال در جات الخمس مجموعات ویکون من النوع Scale والآخر یسمی group و هو متغیر اسمی Nominal لتمییز المجموعات س۱، س۲، س۳، س۵، س۵، س۰.
- 7- ندخل من خانة Analyze نختار الأمر الفرعى Compare Means ثم نختار من القائمة Analyze و نتبع نفس الخطوات السابق توضيحها فى مثال (9-1) كذلك يجب مراعاة تحقق الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين.

تحليل التباين الثنائي Two Way Analysis of Variance

فى كثير من البحوث والدراسات النفسية التى تحاول اختبار أثر عاملين مستقلين على متغير تابع، كأن ترغب الدراسة فى التعرف على أثر دافعية الانجاز والجنس (ذكور أو اناث) على التحصيل الدراسي لطلاب الصف الأول الثانوى بالإسكندرية، فإن تحليل التباين الثنائي الذي هو يوضح أثر تفاعل دافعية الانجاز والجنس. ولحساب تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

- كل خلية في الجدول ينبغي أن تحتوى على نفس العدد (ن) من الملاحظات وعدد الخلايا هو v = v
- ۲- ربع كل صف ثم أجمع كل الأفراد من كل الخلايا لتحسب أ، أ = محمر بعات جميع الدرجات في كل الخلايا.
 - ٣- أجمع الدرجات الخام في كل خلية ثم أجمع كل الخلايا.

٤- أجمع القيمة الناتجة من الخطوة ٣ والمجموع الكلى للدرجات وهذا يسمى
 ب.

- عـ خذ قيم رحالمختلفة في الخطوة ٣ ثم أجمع مجاميع الخلايا لكل صف (دك).
- ٦- بعد استكمال الخطوة (٥) بالنسبة لكل صف، ربع كل قيم دك ثم أجمع الناتج مجر (٤).

تساوى مجموع المربعات للصفوف.

- ٧- والآن ترجع للمقادير التي تم حسابها من الخطوة (٣) في هذه المرة يت حساب المجموع لكل عمود.
- ۸ـ بعد حساب مجموع كل عمود، ربع مجموع كل عمود وأقسم الناتج على
 رن.

٩- مرة أخرى ارجع إلى مجاميع الخلايا التى حسبت فى الخطوة ٣ وربع مجموع عناصر كل خلية لتحصل على المجموع الكلى هـ ربع هـ لكل خلية وأجمع الناتج لكل الخلايا.

١٠ - أوجد مجموع المربعات للتفاعل عن طريق

المجموع الكلى - مجموع الصفوف - مجموع الأعمدة - مجموع الخطأ

١١- أدخل هذه المجاميع في جدول الملخص.

١٢- أقسم مجموع الصفوف على ر - ١ لنحصل على تباين الصفوف.

١٣- أقسم مجموع الأعمدة على رحد - ١ لنحصل على تباين الأعمدة.

12- إقسم مجموع التفاعلات على (ر - ۱) (ح- - ۱) لتحصل على تباين التفاعل.

10- إقسم مجموع مربعات الأخطاء على رح(ن - ١) لنحصل على تباين الخطأ.

-17

١٧ ـ فرص عدم وجود تفاعل يختبر بواسطة.

بدرجات حریة (ر - ۱) (وح- ۱)، رحـ (ن - ۱)

وفيما يلى توضيح لأهم الرموز المستخدمة في التحليل:

س هي الدرجات بصفة عامة.

،س ١ هي الدرجات في العمود.

، س٢ هي الدرجات في الصفوف.

، سَ ١ هي متوسط الدرجات في الصف.

، سُ٢ هي متوسط الدرجات في الصف.

،سَ هي المتوسط الكلي للدرجات.

ع ١ = تباين العمود.

،ع۲ ۲ = التباين داخل الخلايا.

،ع ٢ = التباين بين متوسطات الصفوف.

،ع ٤ = تباين التفاعل، التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة.

$$\frac{3_1}{1}$$

حيث ع, ' هو تباين الأعمدة (وينتج من الفروق بين متوسطات الأعمدة)، ع' ، هو التباين داخل الخلايا (وينتج من التباين بين الدرجات في داخل كل خلية).

(۲) ف صفوف =
$$\frac{3^{7}}{3^{7}}$$

حيث على باين الصفوف (وينتج من الفروق بين متوسطات لصفوف).

$$(7) \stackrel{3,}{=} 2$$

حيث ع ، تباين التفاعل وينتج من التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة).

درجات الحرية

|x| = (3 + 1) درجات حرية الأعمدة |x| = (3 + 1) درجات حرية الأعمدة |x| = (3 + 1)

- (٤) درجات الحرية بين الخلايا = مجـ (عدد كل خلية ١)
- (٥) درجات الحرية الكلية = عدد الأعمدة \times عدد الصفوف \times عدد العناصر في الخلية 1
 - (٦) ملخص البيانات في جدول يتخذ الشكل التالي.

جدول توضيحي يبين تلخيص نتانج تحليل التباين الثناني

مستوى الدلالة	ف	التباين	مجموع المربعات	د. ح	المصدر
					الأعمدة
					الصقوف
					الأعمدة × الصفوف
					داخل الخلابا
					المجموع

مثال توضيحي:

أفترض أن الدرجات المبينة في الأمثلة السابقة ليست مأخوذة من ٣ عينات مستقلة من الطلبة، وأن فئات الطلاب الثلاثة تم تصنيفها على أساس اختبار قبلي. وأفترض أن البيانات التالية هي درجات كل مجموعة مكونة من ٦ طلاب تم اختيار هم عشوائيا وأن كل مجموعة تمثل طريقة تدريس مختلفة.

والجدول التالى يوضح هذه البيانات:

طرق التدريس:

المجموع	المجموعة الثالثة	1.750 ic 0	1.01.30	- 3, , - 63
المبدح	المجموعة السلب	المجموعة الثاتية	المجموعة الأولى	مسلسنل
Y £	٦	۸	1.	1
* *	V	٦	9	4
۲1	٤	٨	4	٣
1 Y	٣	٦	٨	£
11	1 1	٣	٧	٥
1 7	٣	٥	٥	٦
١٠٨	7 £	٣٦	٤٨	المجموع

ا ـ نوجد مجموع المربعات بين المجموعتين (الأعمدة) وذلك كما سبق
 في الحالة الأولى.

أى مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\frac{r(\pi 7)}{7} + \frac{r(\xi \Lambda)}{7} + \frac{r(\xi \Lambda)}{7}$$
 $\frac{r(1 \cdot \Lambda)}{7} + \frac{r(\xi \Lambda)}{7}$
 $\frac{r(1 \cdot \Lambda)}{7} + \frac{r(\xi \Lambda)}{7}$
 $\frac{r(1 \cdot \Lambda)}{7} + \frac{r(\xi \Lambda)}{7}$
 $\frac{r(\chi \xi)}{7} + \frac{r(\chi \xi)}{7}$
 $$\frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} = 3i$$

$$\text{$\xi \circ, TT = $} \quad \text{$\xi \land $} \quad \text{$19T, TT = $} \quad \frac{\text{$}^{\text{$}}(1 \cdot \land)}{1 \land} - \frac{\text{$}^{\text{$}}(1T)}{T} + $

٣- المجموع الكلي للمربعات:

$$\frac{{}^{\prime}(1\cdot \lambda)}{1\lambda} - {}^{\prime}(7) \dots + {}^{\prime}(9) + {}^{\prime}(1\cdot) =$$

(مجموع ۱۸ مفردة)

٤- نحسب خطأ مجموع المربعات (البواقي)

وهى عبارة عن المجموع الكلى للمربعات مطروحاً منه مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع مربعات الثلاثيات.

٥- نحسب درجات الحرية

درجات الحرية الخاصة بالتباين بين المجموعات = 7 - 1 = 7 درجات الحرية الخاصة بالتباين بين الثلاثيات = 7 - 1 = 0 درجات الحرية الخاصة بكل المفردات = 10 - 1 = 1 . . درجات الحرية الخاصة بالخطأ = 10 - 1 - 1 = 0 . . درجات الحرية الخاصة بالخطأ = 10 - 1 - 1 = 0

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بالجدول الآتى:

ن	التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
	7 £	Y	£A	بين الطرق
17,87		٥	\$0,77	بين الثلاثيات
	1,424	١,	۱۲,٦٧	الخطأ
		۱۷	١٠٦	المجموع

وبالبحث في الجداول عن قيمة ف لدرجة حرية (٢) بين الطرق ودرجة حرية (۱۰) عند مستوى ۰٫۰۰ كانت ف= 2,1، وعند مستوى ۰٫۰۱ کانت ف = ۲۰۰۷

وحيث أن قيمة ف في مثالنا هذا = ١٧,٣٧

من هذا نجد أن النسبة الفائية المحسوبة وهي ١٧,٣٧ تزيد عن قيمة ف الجدولية عند مستوى ٠٠٠١.

ن. ف دالة إحصائيا عند مستوى ٢٠,٠٠

طبيعة خطأ التباين The Nature of Error Variance:

إن طبيعة خطأ مجموع المربعات وبالتالى الخطأ في تقدير التباين يمكن أن يحسب بوضوح من المبادئ الأولية. ولهذا الغرض سنقوم بتحليل البيانات الأصلية مرة أخرى.

والبيانات الأصلية ومتوسط درجات الثلاثيات نوضعها في الجدول التالي:

متوسط الثلاثيات	مجموع ااا	مجموع اا	I 6 442 4	- 1 2×121
۸,٠٠	1	λ	مجموع ا	الثلاثيات
٧,٠٣	٧	Ÿ I	, ,	1
٧,٠٠	٤	À	, i	Y
٥,٦٧	٣	7	, 1	4
۳,٧٦	1	٣	Ÿ	4
٤,٣٣	٣	٥	•	٦
	٤	٦	^	المتوسط

المتوسط العام =

- ١- تحذف الفروق بين الطرق المختلفة وذلك كالآتى:
- توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل مجموعة.
- إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط المجموعة في هذه الحالة نقوم
 بطرح هذا الفرق من كل درجة من درجات هذه المجموعة:
- وفي مثالنا هذا يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات المجموعة (I).
- إذا كان المتوسط العام يساوى متوسط المجموعة. في هذه الحالة تبقى درجات المجموعة كما هي وفي مثالنا هذا تظل درجات المجموعة (II) كما هي.
- إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط المجموعة. في هذه الحالة نقوم بإضافة الفرق إلى كل درجة من درجات المجموعة.

وفى مثالنا يجب إضافة ٢ إلى كل درجة من درجات المجموعة (III) و هذا يمكن توضيحه في الجدول الآتى:

البيانات محذوفة منها الفروق بين الطرق

متوسط الثلاثيات	مجموع ۱۱۱	مجموع ۱۱	مجموع ا	الثلاثيات
۸,۰۰	۸ .	٨	۸	١
٧,٣٣	4	٦	 v	۲ .
٧,٠٠	4	٨	٧	٣
0,77	6	٦	٦	£
۳,۷٦	٣	٣	0	٥
1,77	ه	٥	٣	٦
• , , .	٦	٦	٦	المتوسط

- ٢- نحذف الفروق بين الثلاثيات وذلك كالآتى:
- توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل ثلاثية.
 - إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط الثلاثية.

في هذه الحالة نقوم بطرح الفروق من درجات كل ثلاثية.

فمثلاً بالنسبة للثلاثية الأولى نجد أن المتوسط العام يقل عن متوسط الثلاثية بمقدار ٢.

معنى ذلك أنه يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات هذه الثلاثية.

• إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط الثلاثية في هذه الحالة فإن الفرق يضاف إلى كل درجة من درجات هذه الثلاثية و هكذا. ويمكن توضيح ذلك بالجدول التالى:

جدول بيانات موضحاً فيه الفروق بين الطرق المختلفة مع إزالة الفروق بين الثلاثيات:

متوسط الثلاثيات	مجموع ۱۱۱	مجموع ۱۱	مجموع ا	الثلاثيات
١٦	٦	٦	٦	1
١ ٢	٧,٦٧	٤,٦٧	٥,٦٧	4
١٦١	٧	٥	٦	٣
٦	0,88	٦,٣٣	٦,٣٣	£
٦	٥,٣٣	0,77	٧,٠٣	
٦	٤,٦٧	٧,١٧	٦,١٧	٦
	1	٦	٦	المتوسط

المتوسط العام = ٦

وكما موضع بالجدول السابق نجد أن متوسطات الطرق ومتوسطات الثلاثيات قد تم الثلاثيات كلها متساوية ومعنى ذلك أن التباينات لكل من الطرق والثلاثيات قد تم حذفها. ورغم ذلك نجد أن الدرجات كلها ليست متساوية والتباين الباقى هو فى الواقع خطأ التباين.

وخطأ مجموع المربعات يمكن الحصول عليه بواسطة جمع متوسط المربعات الستة.

أى أن تباين الخطأ هو التباين الباقى عندما تتلاشى التباينات من كل المصادر وهى الطرق والثلاثيات في مثالنا هذا.

تحليل التباين للقياسات المتكررة (ANOVA. Ropeated Measures)

مقدمة:

يحتاج الباحثون فى بعض الأحيان إلى إجراء أكثر من قياس لنفس المجموعة من المفحوصين؛ وقد يكون الهدف من ذلك دراسة التغيرات التى تطرأ على أداء أفراد هذه المجموعة بعد تلقيهم لمعالجة تجريبية معينة.

وفى مثل هذه الحالة نستخدم اختبار يسمى تحليل التباين المتكرر (Repeated Measures)، ويسمى متكررا لأننا نستخدم نفس الأفراد فى جميع القياسات بشكل متكرر.

ويشير حمزة دودين (٢٠١٠) أنه في هذه الحالة لا توجد فروق بينية بين الأفراد (Between - Group Variance) نظراً إلى أننا نقيس الأفراد داخل المجموعة الوحيدة عدة مرات، ولكن هناك فروق فقط داخل المجموعة (Within - Group Variance) وهي بشكل أساسي بسبب الفروق الفردية المعروفة بين الأفراد.

(حمزة دودين، ۲۰۱۰: ص ۹۹)

مثال توضيحي:

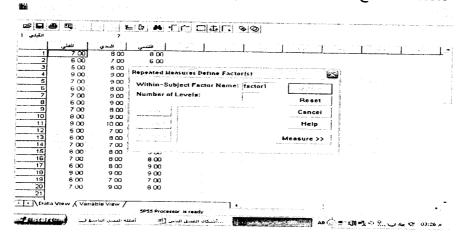
قام أحد الباحثين بتطبيق برنامج لتنمية التفكير على أحد المجموعات وقام بتطبيق اختبار التفكير على أفراد المجموعة قبل البرنامج مباشرة، وقام بتطبيقه مرة أخرى بعد البرنامج مباشرة، ثم طبقه على نفس المجموعة مرة ثالثة بعد مرور شهرين من التطبيق البعدى والجدول التالى يوضح درجات الطلاب بالمجموعة في مواقف القياس الثلاثة وعددهم عشرين طالب

التتابعي	البعدى	القبلي	م
۸	۸	٧	١
٦	٧	٦	۲
٦	٦	٥	٣
٨	٩	٩	٤
٨	٩	٧	٥

التتابعي	البعدى	القبلى	م
٨	٨	1	<u> </u>
٩	٩	\ v	v
٨	٩		, ,
٨	٨	V	, a
٩	9		,,
٩	١.	9	
٨	٧		14
9	٨		17
٨	٧		i i
٩	۸		1 6
٨	٨		10
۹	٨		17
q	4	,	1 7
v	V		1 /
À	ν •		19
/\	7	Y	۲٠

والمطلوب حساب دلالة الفروق بين متوسطات درجات طلاب نفس المجموعة في فترات القياس الثلاث (القبلي ـ البعدي ـ التتابعي)

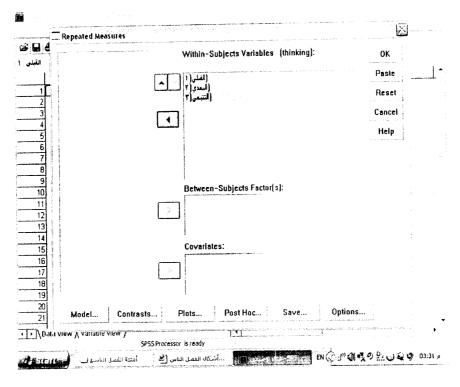
Repeated من General Linear Model من Analyze من قائمة Measures فتفتح لنا النافذة التالية شكل (9-3):



شکل (۹ – ٤)

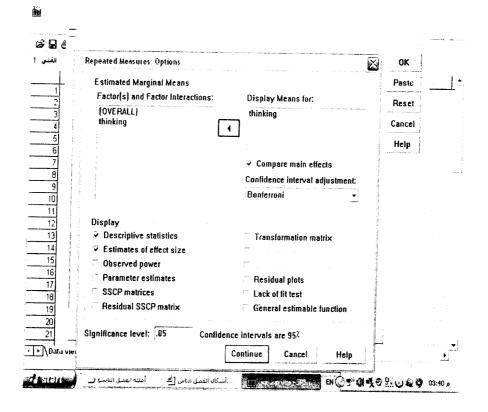
يمكن تسمية المتغير الذى نقيسه مثلاً thinking بدلاً من Factor 1 نحدد عدد فترات القياس وهى ثلاثة فى الخانة الفارغة أمام of Levels.

ثم نضغط على Define بعد أن أصبح نشطاً فتظهر لنا النافذة التالية شكل (٥-٥) :



شکل (۹ – ۰)

- ننقل المتغير ات الثلاثة (القبلى البعدى التتابعى) إلى خانة (Within ننقل المتغير ات الثلاثة (القبلى البعدى التتابعى) إلى خانة (Subject Variables) المجموعة واحدة فقط فلا نضع شئ في خانة (Between Subjects Factor).
 - بالضغط على أيقونة Options فتفتح لنا النافذة التالية شكل (٩ -٦):



شکل (۹ - ۲)

- ـ ضع المتغير thinking في خانة (Disply Means for).
- والإجراء المقارنات الثنائية بين الأوزان نختر (Compare main effects)
- وللحفاظ على مستوى خطأ النوع الأول مع عدة مقارنات بدون زيادة نختر (Bon Ferroni) مثلاً.
 - ـ يمكن التأشير على (Descriptive Statistics)
 - ـ ويمكن التأشير كذلك على (Estimate of effect size).
- ثم نضغط على (Continue) لترجع إلى النافذة السابقة، ثم يمكن الضغط على مربع (Plots) فتفتح النافذة التالية (٩- ٦):

	Repeated Measur	es: Profile Pla	ots		23	Paste
	Factors:		Horizontal Axis:	Continu	e	Reset
	thinking	(thinking	Cancel	ı ii.	Cancel
	Charles of C		Separate Lines:	Help		Help
	TO A STATE OF THE	37	Separate Plots:			
	Plots:	Add			tudos	
		and the second of the second	1 Page 1		÷	
Model	Contrasts	Plots	Post Hoc		Options	garden.
WIOGE1	Contractor					į.

شکل (۹ – ۷)

يمكن وضع المتغير thknkir.g في خانة (Horizontal Axis) ثم نضغط على OK. على المربع Add ثم ontinue ثم ontinue لترجع إلى النافذة السابقة ثم نضغط على OK. النتائج:

الجدول الموضح بالشكل (١ - Λ) يوضح لنا أن في الاختبار متغير واحد هو التفكير thinking ومقاس ثلاث مرات Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE 1

Measure. MEAG	JI 1 1
	Dependent
THINKING	Variable
1	القبلي
2	البعدي
3	التتبعي

شکل (۹ – ۸)

ويوضح الجدول الموضح بالشكل (٩- ٩) نتائج الإحصاء الوصفي التالي:

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
القبلي	6.8000	1.19649	20
البعدي	8.1500	.98809	20
التتبعي	8.1000	.91191	20

شکل (۹ – ۹)

ويلخص الجدول وصفاً مختصراً لمتوسطات درجات الأفراد وعددهم ٢٠ طالب وكذلك الانحراف المعيارى وعدد الأفراد في كل فترة من فترات القباس.

ويلاحظ الفارق الواضح بين متوسط القياس القبلي، وكلا من متوسط القياس البعدي، ومتوسط القياس التبعى. أما الجدول التالي فيستخدم لافتراض الكروية (Sphericity) حيث يشير حمزة دودين (۲۰۱۰) إلى أن هذا الافتراض يعنى أن تكون الارتباطات الثنائية بين مرات القياس الثلاثة متساوية أو متقاربة، ويمكن التحقق من ذلك من خلال اختبار (Mauchly)، كما هو موضح بالشكل (۹ ـ . ۱):

Mauchly's Test of Spheričity

Measure:	MEASU	RE_1							
								Epsilor	
Mishin Cub			Approx.				Greenhous	i	
			Chi-Square	df		Sig.	e-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
THINKING		.724	5.810		2	.055	.784	.842	500

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent proportional to an identity matrix.

b.

Design: Intercept
Within Subjects Design: THINKING

شکل (۹ – ۱۰)

وننتقل الآن إلى الجدول المهم الذى يمثل نتائج تحليل التباين الداخلى (Sphericity) وفي حالة عدم تحقق افتراض (Sphericity)

a. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected test Tests of Within-Subjects Effects table.

يمكن إهمال السطر الأول والشكل التالي (٩- ١١) يوضح نتيجة اختبار تحليل التباين لفتر ات القياس الموضحة في المثال التوضيحي السابق.

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE 1

Measure. MLACOTTL_1						
	rpe III Su					artial Et
Source	f Square	df	ean Squa	F	Sig.	Squared
THINKING Sphericity As	23.433	2	11.717	28.002	.000	.596
Greenhouse-	23.433	1.568	14.949	28.002	.000	.596
Huynh-Feldt	23.433	1.684	13.918	28.002	.000	.596
Lower-bound	23.433	1.000	23.433	28.002	.000	.596
Error(THIN Sphericity As	15.900	38	.418			
Greenhouse-	15.900	29.784	.534			
Huynh-Feldt	15.900	31.990	.497			
Lower-bound	15.900	19.000	.837			

شکل (۹ ــ ۱۱)

وبعد أن وجدنا فرقا دالا إحصائيا في درجات التلاميذ بين فترات القياس الثلاثة ربما يكون من المفيد تحديد فيما إذا كان هذا الفرق دالا إحصائيا بين التطبيق القبلي والبعدى أو بين التطبيق البعدى، والتطبيق التتبعي أو بين التطبيق القبلى والتطبيق التتبعى وهذه المقارنات يوضحها الجدول التالي (P-YI):

Pairwise Comparisons

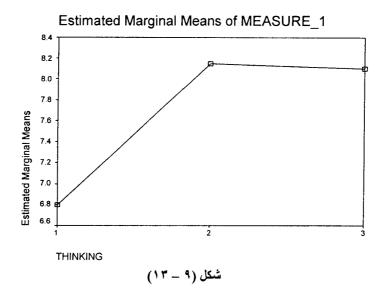
Measure: MEA	SURE_1	T				
		Mean Difference			95% Confidence Interval for Difference	
(I) THINKING	(J) THINKING	(I-J)	Std. Error	Sig. ^a	Lower Bound	Upper Bound
1	2	-1.350*	.182	.000	-1.827	873
	3	-1.300*	.252	.000	-1.962	638
2	1	1.350*	.182	.000	.873	1.827
	3	5.000E-02	.170	1.000	396	.496
3	1	1.300*	.252	.000	.638	1.962
	2	-5.000E-02	.170	1.000	496	.396

Based on estimated marginal means

- * The mean difference is significant at the .05 level.
- a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.

شکل (۹ - ۱۲)

ومنه نلاحظ أن هناك فرقا دالة إحصائيا بين التطبيق القبلى والبعدى، وكذلك هناك فرقا دال إحصائيا بين التطبيق القبلى والتتبعى والشكل التالى (٩ – ١٣) يوضح ذلك.





الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية Statistical Signeficance

النسبة العرجة Critical Ratio النسبة العرجة العرجة النسبة العربة العربة النسبة العربة النسبة العربة العربة العربة

اختبار فروش البحث العلمي Tests and Hypothses Testing



الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية

Statistical Signeficance

تهدف اختبارات الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى اقتراب المقاييس الإحصائية للعينات من المقاييس الإحصائية للمجتمع الأصل، ولذلك فإن الثقة تزداد في مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها أى أن الثقة في مقاييس العينة تزداد كلما كان انحرافها عن مقاييس المجتمع الأصل صغيرا.

ويستخدم الخطأ المعيارى Standard Error الذى يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس فى ابتعادها أو اقتر ابها من مقاييس المجتمع الأصلى. ويمكن استخدام الانحراف المعيارى أيضاً لهذا الغرض.

الخطأ المعياري لمتوسط العينة:

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوانية الواحدة بالجذر التربيعى لتباين المتوسط ويكون حساب الخطأ المعيارى من إحدى المعادلتين التاليتين:

المعادلة الأولى:

المعادلة الثانية:

الخطأ المعيارى =
$$\sqrt{\frac{مح - 5}{\dot{\upsilon}}}$$

حيث محـح من مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، ن هي عدد أفر اد العينة.

مثال (۱۰ – ۱)

إذا أخذت عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وحسب المتوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ١١٠٥ وحسب الانحراف المعيارى فكان ٢٦,٢٥ فأوجد الخطأ المعيارى؟.

الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين:

أولاً: إذا كان المتوسطان مرتبطان:

إذا كان متوسطا درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للحساب والآخر للهندسة هما سَ١، سَ٢ وكانت درجات الطلاب في هذين المقررين مرتبطين وكان معامل الارتباط بينهما هو ر، فإذا كان الخطأ المعياري لمتوسط درجات اختبار الحساب ع سَ١. وكان الخطأ المعياري لمتوسط درجات اختبار الهندسة هو ع سَ٠

ثانيا: إذا كان المتوسطان غير مرتبطين:

إذا تم حساب متوسطى درجات مقرر الرياضيات لتلاميذ مدرستين أحدهما للبنين والأخرى للبنات فإنه لا يمكن حساب العلاقة بين درجات البنين ودرجات البنات في اختبار الرياضيات لأن الارتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب في كل مرة نختبره فيها ودرجاته في المرة التي تليها. ويمكن اعتبار أن ر= صفر في هذه الحالة.

وعليه فإننا عوضنا في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين مرتبطين عن قيمة ر= • يكون الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين غير مرتبطين كما هو مبين في المعادلة التالية:

$$\frac{3_1^{7}+3_2^{7}}{\sqrt{1+3_1}}$$
 الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين غير مرتبطين = $\sqrt{\frac{3_1^{7}+3_2^{7}}{m_1^{7}+m_2^{7}}}$

وفيما يلى يستعرض المؤلفان طرق حساب دلالة الفروق بين المتوسطين.

١- النسبة الحرجة: Critical Ratio

لحساب دلالة الفرق بين متوسطين نحسب الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

فإذا كان المتوسطان مرتبطان فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يكون $\sqrt{3 m^2 + 3 m^2} - 7$

حيث س 1، س ٢ هما متوسطى درجات أفراد المجموعتين فى اختبارين، س ٢ع، س ٢ع هما الخطآن المعياريان للمتوسطين السابقين، ر هو معامل الارتباط بين درجات الاختبارين.

النسبة الحرجة =
$$\sqrt{3^{2} \vec{w} + 3^{2} \vec{w}^{2} - 7(3\vec{w}^{2} \times 3\vec{w}^{2})}$$

مثال (۲۰ – ۲)

إذا كان متوسط درجات مجموعتين مختلفتين من طلاب المدارس الثانوية بالمدينة المنورة في اختبار الذكاء هي:

متوسط ذكاء المجموعة الأولى ١٠٩ وانحراف المعيارى ١٦,٨ ومتوسط ذكاء المجموعة الثانية هو ١٦,٨ وانحرافه المعيارى هو ١٦,٨ فأوجد النسبة الحرجة.

الحل:

المجموعتين غير مرتبطين لأنهما من مدرستين مختلفتين

$$|\text{limits leaves}| = \frac{\sqrt{1 - \sqrt{1}}}{\sqrt{17.4}} = \frac{\sqrt{10 - 100}}{\sqrt{17.4}} = \frac{\sqrt{10 - 100}}{\sqrt{17.4}} = \frac{\sqrt{17.4}}{\sqrt{17.4}}$$

$$= \frac{2}{\sqrt{17.4}} = \frac{2}{\sqrt{17.4}} = \frac{2}{\sqrt{17.4}}$$

مثال (۱۰ – ۳)

إذا كان متوسطات درجات مجموعة من الطلاب فى اختبارين احدهما للقراءة والأخر للتعبير هما ٣٠,٦، ٣٤,٥ على الترتيب وكان الخطأ المعيارى لدرجات الطلاب فى القراءة هو ٢٠,٦ والخطأ المعيارى لدرجات الطلاب فى التعبير هو ٤,٨ وكان معامل الارتباط بين درجات الطلاب فى اختبارى القراءة والتعبير هو ٧,٠ فما هى النسبة الحرجة.

الحل

اختبار (ت) للفروق بين المتوسطات:

فى البحوث والدر اسات التجريبية، يحصل الباحث على ملاحظات عن أفراد عينة البحث فإذا كان عدد هذه الملاحظات "ن" وكانت عينة الأفراد هى عينة عشوانية فإن تباين هذه العينة (ع) يمكن حسابه من المعادلة التالية:

وعدد درجات الحرية يساعد في تحديد تباين العينة ومقدار درجات الحرية لعينة عدد أفرادها ن هي (ن - ١). وقبل شرح طرق حساب دلالة الفروق بين متوسطات باستخدام اختبار "ت" فإنه ينبغي على الباحث أن يتحقق من بعض الشروط الأساسية في متغيرات بحثه.

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام اختبار "ت":

توجد عدة شروط أساسية ينبغى على الباحث أن يتحقق منها فى متغيرات بحثه قبل أن يستخدم اختبار "ت" فى حساب دلالة الفروق بين المتوسطات، وإلا فإن الناتج الذى يتوصل إليه الباحث لن يعبر عن الحقيقة. ولذلك فإن على الباحث أن يدرس متغير اته من النواحي التالية:

- حجم العينة.
- الفرق بين حجمي العينتين.
 - مدى تجانس العينات
- مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث.

وفيما يلى عرض موجز لهذه الجوانب:

١ - حجم العينة:

حيث أن اختبار "ت" يصلح للعينات الصغيرة (ن<0)، فإنه يصلح أيضا للعينات الكبيرة والتي تصل في بعض الأحيان إلى 1000 أو أكثر من ذلك وحتى ما لا نهاية (∞).

٢ - الفرق بين عينتي البحث:

يجب ألا يكون الفرق بين عينتى البحث كبيرا جدا لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة "ت" وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر إلى حد كبير بدرجات الحرية.

٣ - مدى تجانس العينتين:

يقاس التجانس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر ولكن يقاس بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة تسمى النسبة الفائية (ف) وترجع هذه التسمية إلى اسم واضعها هو العالم فيشر Fisher

وتكون العينة متجانسة تماماً إذا كانت ف = ١ وتعتبر العينة متجانسة إذا كانت قيمة "ف" غير جو هرية.

(٤) مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث:

معنى اعتدالية التوزيع التكرارى هو التحرر من الالتواء السالب أو الموجب والتوزيع الاعتدالي هو التوزيع الخالي من الالتواء. ويجب أن يكون التوزيعان التكراريان للعينتين اعتداليان.

وينحصر الالتواء بين -٣ و +٣ الذي يمكن حسابه من المعادلة التالية:

توزیع "ت" The "T" Distribution:

إذا كان متوسط مجتمع الأصل هو م وكان متوسط العينة هو سَ فإن المعادلة التي تحدد قيمة "ت" هي:

حيث ع س هو الخطأ المعيارى لمتوسط العينة.

قيمة "ت" الناتجة لها توزيع معروف يسمى توزيع "ت" ويحسب مستوى دلالة قيمة "ت" من الملحق رقم (٤).

الحالات المختلفة لحساب قيم "ت":

١- دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين
 في عدد الأفراد.

طريقة الحساب:

- $iext{def} = iext{def} = ie$
- نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين وتكون قيمته في هذه
 الحالة كما بلي:

الخطأ المعيارى =
$$\sqrt{\frac{(-1)^2 (1+i)^2 3^2}{(-+i)^2 - 1}}$$
 ($-+\frac{1}{N}$)

• نوجد قيمة ت المحسوبة وتساوى خارج قسمة الفرق بين المتوسطين على الخطأ المعياري.

وتستخدم هذه الطريقة للأعداد الصغيرة والأعداد الكبيرة على السواء.

مثال (۱۰ – ٤)

أحسب قيمة ت لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

الحل

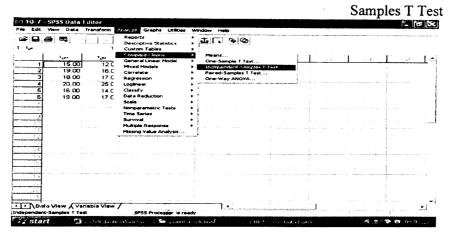
$$\frac{1}{(\frac{1}{N} + \frac{1}{N})} = \frac{1}{(\frac{1}{N} + \frac{1}{N})} = \frac{1}{(\frac{1}{N} + \frac{1}{N})}$$

$$\frac{1}{\left(\frac{1}{Y.} + \frac{1}{Y.}\right)} \left(\frac{10 \times 17 \cdot + 1 \cdot \times 1 \cdot \cdot}{Y - 17 \cdot + 1 \cdot \cdot}\right) = \frac{1}{\left(\frac{1}{Y.} + \frac{1}{Y.}\right)} = \frac{1}{\left(\frac{1}$$

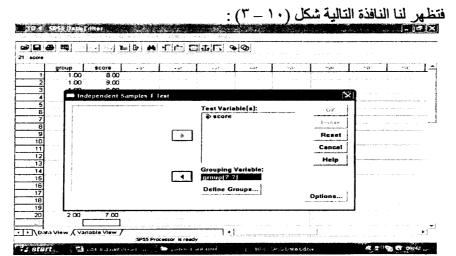
(۲) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساويتين فى عدد الأفراد: لحساب قيمة "ت" فى هذه الحالة نتبع الخطوات السابقة ولكن باعتبار أن ن 1 = i في معادلة الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين فتصبح قيمة هى:

ولحل نفس المثال السابق باستخدام برنامج SPSS فإننا نقوم بتحديد متغيرين أساسين في Variable View أحدهما يسمى group وهي متغير اسمى Nominal لتصنيف أفراد المجموعتين مثلاً يأخذ القيم (١) للدلالة على المجموعة الأولى، (٢) وذلك للدلالة على المجموعة الثانية.

والمتغير الثانى يسمى مثلاً Score وهو من النوع Scale وذلك للدلالة على درجة كل تلميذ ومن قائمة Analyze نختار Compare Means ثم نختار من القائمة المنسدلة كما يوضح ذلك الشكل التالى (۱۰): - Independent

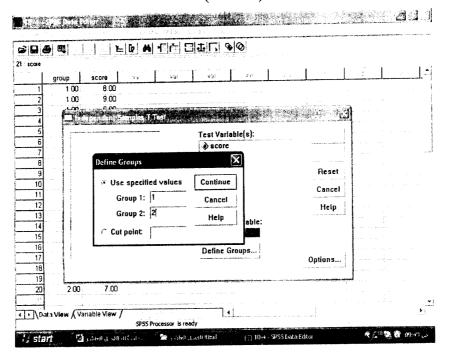


شکل (۱۰ ـ ۲)



شکل (۱۰ ـ ۲)

وكما يوضح الشكل السابق يطلب منك البرنامج تعريف المجموعتين الضابطة والتجريبية مثلاً، ولتحقيق ذلك نضغط على مربع Define groups كما يوضح ذلك الشكل التالى شكل (١٠ – ٣):



شکل (۱۰ – ۳)

فننقل المجموعتين ١، ٢ إلى الخانتين Group 2, Group 1 حتى يميز البرنامج استقلال درجات المجموعتين ثم نضغط مربع Ok أصبح نشط فنحصل على شاشة المخرجات الخاصة بالمثال.

مثال (۱۰ -۵)

أحسب قيمة ت المتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

$$3! = .7, 37 = .7$$

$$1 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0$$

$$\frac{r \cdot -}{q \cdot r} = \frac{1 \wedge \cdot -1 \circ \cdot}{r \cdot r \cdot r} = \frac{1}{r \cdot r \cdot r}$$

$$\frac{r \cdot -}{q \cdot r} = \frac{r \cdot -}{r \cdot r \cdot r} = \frac{r \cdot -}{r \cdot r \cdot r \cdot r} = \frac{r \cdot -}{r \cdot r \cdot r \cdot r}$$

(٣) دلالة الفرق بين متوسطين غير متجانسين وغير مرتبطين:

إذا كان عدد أقراد مجموعة (١) هو ن١ ومتوسطها س١ وكان عدد أفراد مجموعة أخرى (ب) هو ن٢ ومتوسطها س٢ فإذا كان الانحراف المعيارى للمجموعة (أ) هو ع١ والانحراف المعيارى للمجموعة (ب) هو ع٢ فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يحسب من المعادلة:

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٩٨ تلميذا في أحد المدارس المتوسطة بالمدينة المنورة هو ١٠٢ بانحراف معياري قدره ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة مكونة من ٧٢ تلميذة بأحد المدارس المتوسطة للبنات

بالمدينة المنورة أيضاً هو ١٠٠ بانحراف معيارى قدره ١٢ فما قيمة "ت" للفرق بين المتوسطين؟

$$\frac{3^{1}}{\sqrt{7}} + \frac{3^{2}}{\sqrt{7}} + \frac{3^{2}}{\sqrt{7}} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 7}{\sqrt{7} \cdot 1 \cdot 7} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 7}{\sqrt{7} \cdot 7} + \frac{7 \cdot 1 \cdot 7}{\sqrt{7} \cdot 7} = \frac{7 \cdot 1 \cdot 7}{\sqrt{7} \cdot 7} + \frac{7 \cdot 1 \cdot 7}{\sqrt{7} \cdot 7} = \frac{7 \cdot$$

(٤) دلالة الفرق بين متوسطين مرتبطين:

إذا أعيد إجراء نفس الاختبار على مجموعة الأفراد في وقت آخر كما يفعل الباحث عند حساب ثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة "ت":

حيث ^س ف هي متوسط الفروق بين درجات المجموعتين.

مح ح ف هى مجموع مربعات انحرافات الفروق بين الدرجات عن متوسطها و هذه الطريقة تقتضى أن يكون عدد أفراد العينتين متساويتين وذلك لأن الدرجات المتناظرة فى العينتين مرتبطة.

مثال (١٠ – ٧) احسب قيمة "ت" للفرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى:

19	17	۲.	١٨	19	10	۱۰س
17	١٤	70	17	17	١٢	س۲

ح ۲ ف	ح ن	الفروق بين الدرجات (ف)	۳س	١س
٤	۲	٣	17	10
£	۲	T T	17	١٩
•	•	1 \	1 7	١٨
۳٦	٦_	0_	70	٧.
١	1	1 4	١٤	17
١ ١	1	۲	17	19
٤٦	***	٦	1.1	1.7

$$\frac{1}{\frac{1}{(1-7)^{7}}} = \frac{1}{\frac{1}{1,07}}$$

$$= \frac{1}{1,07}$$

$$= \frac{1}{1,07}$$

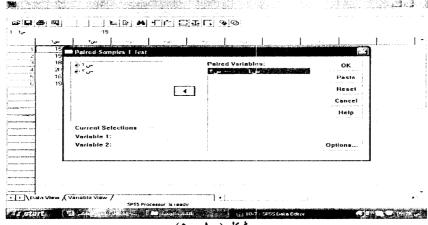
$$= \frac{1}{1,07}$$

ولحل نفس المثال السابق (۱۰ – ۷) باستخدام برنامج SPSS يمكن إتباع الخطوات التالية:

- ۱- نقوم بإدخال البيانات س، س، في عمودين مستقلين كل عمود يمثل درجات مجموعة مثلاً س ۱ التطبيق القبلي، وس ۲ التطبيق البعدي.
- من قائمة Analyze نختار من القائمة Analyze ثم نختار من القائمة المنسدلة Paired Samples T كما يوضح ذلك الشكل التالى شكل
 المنسدلة ۲ عاد الشكل التالى شكل

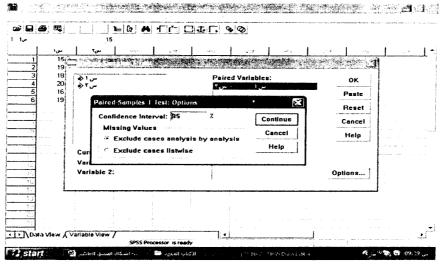


شكل (۱۰ ـ ؛) ٣- فتظهر لنا النافذة التالية شكل (۱۰ ـ ٥):



شکل (۱۰ – ۵)

٤- ويمكن الضغط على مربع Options فيظهر لنا النافذة التالية شكل (١٠١-):



شکل (۱۰ – ۲)

٥- ويمكن منها تحديد فترة الثقة المطلوبة سواء 90% أو 99% ثم نضغط OK فنحصل على شاشة المخرجات التالية شكل (10-1):

Paired Samples Test

	Paired Differences						
		95% Confidence Interval of the otd. Erro Difference					
Mean	d. Deviatio	Mean	Lower	Upper	t	df	g. (2-taile
Pair 2 - 11.0000	3.03315	.23828	2.1831	4.1831	.808	5	.456

شکل (۱۰ – ۷)

ويتضح أن مستوى الدلالة ٥,٤٥٦ أى أكبر من ٥,٠٠٠ بالتالى فإن قيمة ت (٠,٨٠٨) وهى نفسها التى حصلنا عليها من حل المثال يدويا ولكنها غير دالة إحصائيا.

اختبار فروض البحث العلمى:

يقصد بالفرض العلمى أنه حل مقترح لمشكلة البحث، هذا الحل يصوغه الباحث صياغة واضحة دقيقة بحيث لا تعطى أكثر من معنى واحد ولا يتضمن اكثر من علاقة واحدة يمكن اختبار مدى صحته بطريقة إحصائية.

ويمكن تعريف الفرض العلمى على أنه تفسير محتمل للعوامل التى يحاول الباحث فهمها، ويمكن اعتبار أن الفرض هو مجرد تعميم مبدئي تظل صحته وصلاحيته موضع اختبار.

خصائص الفرض العلمي:

ينبغي أن يتوفر في الفرض العلمي الشروط التالية:

- ان یکون لکل فرض إجابة صحیحة واحدة ولا یحتمل أكثر من إجابة واحدة.
- ان يكون الفرض العلمي بسيطا في صياغته وأن يقدم أبسط حمل للمشكلة.
- تنبغى ألا يتعارض الفرض مع الحقائق التى تم التوصل إليها عن طريق
 البحث العلمى.
 - ٤- أن يكون للفرض قوة تفسيرية.
 - ٥- أن يوضح الفرض علاقة بين متغيرين أو أكثر.
 - أن يكون الفرض العلمي واضح الصياغة ومحدود المعنى.
- ٧- أن يصاغ الفرض بطريقة تسمح باختباره إحصائيا أو بطريقة تمكن
 الباحث من قياس احتمال وجوده في الواقع.
- ۸- یجب أن یکون الفرض العلمی مبنیا علی معلومات أو إطار نظری یستمد
 منه أحد جو انبه.
- ٩- يجب أن يتناول الفرض العلمى علاقة محدودة بين متغيرين بحيث يمكن ملاحظة هذه العلاقة وقياسها.

البيانات الإحصائية والفروض العلمي:

تحتوى البيانات الإحصائية على المعلومات الموجودة فعلا أما الفروض فتتناول ما يتوقع الباحث وجوده، والفرض العلمى يتسم بالجدة وافتراض علاقات محتملة بين المتغيرات التي تتضمنها مشكلة البحث. أما البيانات الاحصائية فتعتبر الأدوات التي تساعد الباحث على اختبار الفروض وإثبات درجة احتمالها ووجودها في الواقع وتوجد عدة طرق لصياغة الفروض منها ما يلى:

- ١- فروض موجهة تبحث علاقات طردية أو علاقات عكسية أو فروق
 جو هرية بين المتغيرات.
 - ٢- فروض غير موجهة مثل الفروض التساؤلية أو الفروض الصفرية.

والفرض الصفرى ينص على عدم وجود العلاقات الجوهرية بين المتغيرات أو عدم وجود الغروق ذات الدلالة الإحصائية بين متوسطى درجات المجموعة الأولى والمجموعة الثانية (أى أن سَ 1 = m).

أنواع الفروض العلمية:

يوجز المؤلفان أهم أنواع الفروض العلمية فيما يلى:

١ ـ الفروض الاستقرائية Inductive Hypotheses

فى هذه الحالة يقوم الباحث بصياغة فروض بحثه على هيئة تعميمات للعلاقات الملحوظة بين المتغيرات. أى أن الباحث يقوم بملاحظة السلوك والأنماط والعلاقات المحتملة. ثم يفترض توضيحات لهذه الملحوظات، وبالطبع فإن عملية الاستدلال Reasoning ينبغى أن تكون مواكبة لدراسة البحوث السابقة لتحديد النتائج التي توصل إليها الباحثون الأخرون في اختبار مثل هذا الفرض. والطريقة الاستقرائية تفيد الباحث من الناحية العملية. فالباحث يلاحظ سلوك المفحوصين الذين يمثلون أفراد عينة بحثه ويحاول بعد ذلك استقراء المعلومات ومحاولاً صياغة تعميمات يحاول بواسطتها توضيح العلاقات التي تمت ملاحظتها.

٢- الفروض الاستنباطية Deductive Hypotheses:

الفروض التى تشتق من بعض التعميمات المرتبطة بالعلاقات أو التى تستنبط من الإطار النظرى للبحث تتميز بأنها يمكن أن تؤدى إلى تعميمات أكثر للمعلومات، فالفرض الذى يشتق من نظرية يعرف بالفرض الاستنباطى. وهذا النوع من الفروض تم صياغته فى ضوء استقراء بعض الحالات الضرورية والمخروج منها ببعض التعميمات التى تقبل الاختبار الإحصائى والتى يمكن أن تسمى فروضاً علمية. ومثل هذه الفروض يمكن صياغتها من خلال الخبرات المباشرة للباحثين الناتجة عن احتكاكهم بالمواقف المتباينة، ولأن مثل هذه الفروض تصاغ من خبرات خاصة فى أماكن محددة فإنها تغيد فى حل بعض المشكلات المعينة و على نطاق ضيق ولكنها قد تقود إلى سلسلة من الاستنتاجات المفيدة والتى تصلح لتفسير الظواهر بدرجة محددة.

اختبار صحة الفروض العلمية:

ينبغى على الباحث أن يختار الطرق الإحصائية المناسبة لاختبار كل فرض من فروض البحث، وتعتمد الطريقة الإحصائية على نوع الفرض العلمى، فالطريقة الإحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الذي يبحث علاقة بين متغيرين تختلف عن الطريقة الإحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الذي يبحث الفرق بين مجموعتين من الأفراد في متغير معين، كالمقارنة في مفهوم الذات عند مجموعتين من الأطفال والمراهقين مثلاً. فالنوع الأول من الفروض الذي يبحث العلاقات بين المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا باستخدام أي طريقة من طرق حساب معامل الارتباط حسب نوع البيانات وحسب الهدف من البحث. والنوع الثاني من الفروض الذي يبحث الفروق بين المجموعات في متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا عن طريق استخدام معادلة النسبة الحرجة المناسبة أو معادلة اختبار "ت" المناسبة حسب طبيعة البحث وطبيعة العينة وخصائصها.

تمارين على الفصل العاشر

(1-1)

إذا كان متوسط درجات ٣٥ تاميذا في مادة الحساب هو ٧٨ درجة بانحراف معياري قدره ١٠ في الامتحان النصفي بأحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة وفي الامتحان النهائي كان متوسط درجات هؤلاء التلاميذ هو ٨٨ درجة بانحراف معياري قدره ١٢. هل الفرق بين درجات التلاميذ في الاختبارين له دلالة إحصائية إذا كان معامل ارتباط بين درجات التلاميذ في الامتحانين هو ٧٠٠؟.

(Y-Y)

أحسب قيمة "ت" لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

(T-1.)

أحسب قيمة "ت" لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

(1-1)

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٥٠ تلميذا في أحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة هو ١٠٠ بانحراف معياري قدره ١٢ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة أخرى من التلميذات بأحدى المدارس الابتدائية للبنات مكونة من ٤٠ تلميذة هو ٨٩ بانحراف معياري قدره ١٣ فما قيمة "ت" للفرق بين المتوسطين؟.

أوجد أيضا النسبة الحرجة "ح" للفرق بين المتوسطين وقارن بين النتيجة في الحالتين.



الفصل الحادى عشر اختبار كالا لدلالة الفرق بين التكرارات The X² Test



الفصل الحادى عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات

The X^2 Test

تعتبر اختبار كا وتكتب باللاتينية X^2 وتنطق كاى اسكوير) من أفضل الاختبارات الإحصائية التى تستخدم فى حساب دلالة الفروق بين التكرارات والنسب المنوية. وتستخدم كا لحساب دلالة فروق البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار أو نسب مئوية وتقوم فكرتها الأساسية على قياس مدى اختلاف التكرارات المتوقعة أو المحتملة الحدوث.

وهذا الاختبار يتميز بالخصائص التالية:

- ۱- لا يمكن أن تكون قيمة كا سالبة لأنها تساوى مجموع مربعات الفروق التي تكون موجبة دائماً.
- ٣- إذا كانت العوامل الأخرى متساوية فإن قيمة كا تزيد كلما زادت الفروق
 بين التكرارات المتوقعة والتكرارات المحسوبة.
- لا تتحدد قيمة كا للفروق بين التكرارات وحدها ولكنها تحدد بمقدار هذه الفروق بالنسبة لقيمة التكرارات المتوقعة.
- ٥- تعتمد قيمة كا على عدد الاختبارات المتاحة وكلما زاد عدد الاختبارات كلما زادت قيمة كا .

طرق حساب کا۲

تحسب قيمة كالمن المعادلة التالية:

$$^{\text{Y}}_{2}$$
 مح $^{\text{Y}}_{3}$ $^{\text{Y}}_{2}$ $^{\text{Y}}_{3}$ $^{\text{Y}}_{3}$ $^{\text{Y}}_{4}$ $^{\text{Y}}_{5}$ $^{\text{Y}}_{5}$ $^{\text{Y}}_{5}$ هي التكرار المشاهد، كن هي التكرار المتوقع

ويمكن الكشف عن مستوى الدلالة الإحصائية لقيمة كا 7 من الملحق رقم (٥). مثال (١١ – ١):

إحسب كا لدلالة الفرق بين استنتاجات ١٠٠ طالب على سؤال فى استفتاء بحيث كانت الإجابة عنه إما موافق أو غير موافق وكان عدد الذين أجابوا غير موافق ٥٢.

الحل

$$0. = \frac{1..}{7} = \frac{3}{3}$$

$$\frac{7(0.-07)}{0.} + \frac{7(0.-5A)}{0.} = 75$$

$$\frac{5}{0.} + \frac{5}{0.} = \frac{5}{0.}$$

مثال (۱۱ – ۲):

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد استطلاعات الرأى وكانت إجابة ٢٠٠ منهم بنعم وإجابة ٤٠ بلا إحسب كاللفروق؟

$$\frac{\frac{7(\circ - 1)}{2}}{\frac{2}{3}} = \frac{7}{3}$$

$$\frac{\frac{1}{3}}{\frac{2}{3}} = \frac{7}{3}$$

$$\frac{7(\circ - 1)}{\circ \cdot} + \frac{7(\circ - 1)}{\circ \cdot} = \frac{7}{3}$$

$$\frac{1}{3} = \frac{1}{3} = \frac{1}{$$

الطريقة المختصرة لحساب كالاللجدول التكراري (١ × ٢):

إذا كان تكرار الاستجابة الأولى هي ك، وكان تكرار الاستجابة الثانية هي ك٢ على سؤال من أسئلة استبيان مثلاً فإن ك٢ تحسب من المعادلة التالية:

مثال (۱۱ – ۳):

أحسب كا للبيانات الموضحة بالمثال السابق (١١ – ٢) باستخدام الطريقة المختصرة.

الحل

$$\xi = \frac{\xi \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta)}{\xi \cdot + \zeta} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta)}{\zeta(\xi \cdot - \zeta)} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta)}{\zeta(\xi \cdot - \zeta)} = \frac{\zeta(\xi \cdot - \zeta)}{\zeta(\xi \cdot - \zeta)}$$

مثال (۱۱ – ٤)

فى استفتاء للرأى العام تبين أن ٨٠ عاملاً يحبون مزاولة الأعمال اليدوية بينما يكره ٢٢٠ عاملاً مثل هذه الأعمال إحسب كالسلووق.

الحل:

$$\frac{\frac{(2 - 2)^{7}}{2 + 2}}{\frac{2}{5}} = \frac{\sqrt{2}}{2}$$

$$= \frac{\sqrt{2} + 2}{2}$$

$$= \frac{2}{2}$$

$$= \frac{\sqrt{2} + 2}{2}$$

$$= \frac{2}{2}$$

$$= \frac{2}$$

الطريقة العامة لحساب قيمة كا لجداول التكرارات (١ × ن):

تستخدم المعادلة العامة لحساب قيمة كالله بالنسبة لجداول التكرارات: والمثال التالى يوضح استخدام هذه المعادلة لمثل هذه التكرارات:

مثال (۱۱ – ٥)

كانت أستجابات ٣٠ طالب على أحد أسئلة مقياس للاتجاهات ذات ثلاث إجابات (موافق – لا أدرى – معارض) كما هو موضح في الجدول التالي:

إحسب كا للفروق بين هذه الاستجابات؟

مد ك	معارض	لا أدرى	موافق	الاستجابة
٣.	١٦	۲	١٢	التكرارات (ك)

الحل

$$\frac{\text{Notice is a substitute of the substitute$$

فى استبيان كان تكرار القبول ٧٠ وتكرار الرفض ٥٠ أحسب كا للفروق بين هذه الاستجابات؟

الحل

$$\sum_{j=1}^{N} \frac{(2^{j} - 2^{j})^{N}}{2^{j}} = \sum_{j=1}^{N} \frac{1}{2^{j}}$$

$$\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot} + \frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot} = \frac{{}^{r}(7 \cdot - \circ \cdot)}{7 \cdot} + \frac{{}^{r}(7 \cdot - \vee \cdot)}{7 \cdot} = {}^{r} \lor$$

ر مثال (۱۱ – ۷)

أ إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد الاستفتاءات وكان تكرار القبول ٢٠ وتكرار الرفض ٤٠ فما قيمة كاللفروق بين الإجابات؟

الحل

حساب كا 1 للفرق بين التكرارات في الجدول التكرارية (1×1):

$$\frac{1 \cdot \cdot}{\circ \cdot} + \frac{1 \cdot \cdot}{\circ \cdot} + \frac{(\circ \cdot - \cdot)}{\circ \cdot} + \frac{(\circ \cdot - \cdot)}{\circ \cdot} = ^{\mathsf{T}} \mathsf{L}$$

٤ ==

إذا كان لدينا جدول تكرارى (٢ × ٢) كالجدول التالى:

ب	1
7	÷

فإننا نجمع الصفوف والأعمدة كما هو موضح في الجدول التالي:

ا+ب	ب	1
ج + د	7	÷
ن	ب + د	۱+ ج

فتكون التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول التكراري

السابق هي:

التكرار المتوقع للخلية أ =
$$\frac{(i + \mu)(i + \mu)}{i}$$

التكرار المتوقع للخلية
$$v = \frac{(i + v)(v + c)}{v}$$

التكرار المتوقع للخلية
$$=$$
 $=$ $\frac{(-+c)(1+c)}{c}$

التكرار المتوقع للخلية د =
$$\frac{(-+c)(+c)}{c}$$

ثم نكمل الحل بالطريقة العامة لحساب كا٢ للفروق بين التكرارات. مثال (۱۱ - $^{\Lambda}$) الفروق بين التكرارات الموضحة بالجدول التالى:

٣٧	٣٥
٣٤	١٤

الحل

ا + ب ۷۲	ب ۳۷	70
ج + د	ے	
۸ غ	72	1
ن	۰۲ ب	ا + ج
۱۲۰	ب + د	٩ ع

$$\frac{\mathsf{T}(\mathfrak{T},\mathfrak{T}-\mathfrak{T})}{\mathfrak{T},\mathfrak{T}} + \frac{\mathsf{T}(\mathfrak{T},\mathfrak{T}-\mathfrak{T})}{\mathfrak{T},\mathfrak{T}} = \mathsf{TLS}$$

حبث Ø تنطق فاى وقيمتها تحدد من المعادلة

$$\frac{1c - \psi - \frac{1}{(2 + \psi)(2 + \psi)(2 + \psi)}}{(2 + \psi)(2 + \psi)(2 + \psi)} = \emptyset$$
مثال (۱۱ – ۹)

حل المثال السابق (١١ - ٨) بالطريقة المختصرة؟.

الحل

$$\cdot, 19 = \frac{01 \wedge - 119}{\text{TETV, £} \wedge \text{V}} = \frac{(1£ \times \text{TV}) - (\text{T£} \times \text{TO})}{\text{V} 1 \times £9 / £ \wedge \text{V} \text{V}} = \emptyset$$

$$2 \text{V} = 1 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

$$2 \text{V} = 0 \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} \cdot \text{V} = 0$$

مثال (۱۱ – ۱۰)

تم سؤال ٥٠٠ طالب من طلاب أحد المدارس الثانوية عما إذا كانوا يحبون العمل اليدوى أم لا؟ وكانت إجابتهم موزعة حسب الصفوف الدراسية على النحو التالى.

المجموع	غير موافق	لا ادرى	موافق	
10.	٥٥	٦.	٣٥	الصف الأول
۲.,	1	۲٠	۸٠	الصف الثاني
10.	٤٠	٦,	٥.	الصف الثالث
٥.,	190	١٤٠	170	المجموع

الحل

$$0.0$$
 النسبة المنوية للتكرار المشاهد (موافق) = 0.0

النسبة المنوية للتكرار المشاهد (لا أدرى)=
$$\frac{15.}{0.0}$$

النسبة المئوية للتكرار المشاهد (غير موافق) $= \frac{190}{0.0}$ = 9.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (موافق) $= \mathbb{D}_{0.7} = 7.0 \times 7.0 \times 7.0 \times 7.0 \times 7.0$ التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (لا أدرى) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (لا أدرى) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0

والجدول التالى يبين التكرارات المتوقعة والتكرارات المشاهدة لاستجابات الطلاب

المجموع	غير موافق	لا أدرى	ئق ا	مواف	الصف
٥٨,٥	٤٢	٤٩,٥	19,0	ك ق	الأول
٥٥	7.	٣0	٣٥	ك م	
٧٨	٥٦	77	77	ك ق	الثاني
1	۲٠	۸٠	۸۰	ك م	
٥٨,٥	٤٢	٤٩,٥	٤٩,٥	ك ق	الثالث
٤٠	1 7.	٥.	٥,	كم	

$$\frac{r(\circ\lambda,\circ-\circ\circ)}{\circ\lambda,\circ} + \frac{r(\circ\tau-\tau)}{\circ\tau} + \frac{r(\circ\tau-\tau\circ)}{\circ\tau} = r \leq \frac{r(\circ\tau,\circ-\tau\circ)}{\circ\tau} + \frac{r(\circ\tau-\tau\circ)}{\circ\tau} + \frac{r(\circ\tau-\tau\circ)}{\tau} + \frac{r(\circ\tau-$$

$$\frac{{}^{7}(\circ \wedge, \circ - \xi \cdot)}{\circ \wedge, \circ} + \frac{{}^{7}(\xi Y - 7 \cdot)}{\xi Y} + \frac{{}^{7}(\xi 9, \circ - \circ \cdot)}{\xi 9, \circ} + \frac{{}^{7}(1 \xi, \circ - \circ)}{\xi 9, \circ} + \frac{{}^{7}(1 \xi, \circ - \circ)}{\xi 9, \circ} = \frac{{}^{7}(1 \chi, \circ - \circ)}{\circ \wedge, \circ} + \frac{{}^{7}(1 \chi, \circ - \circ)}{\circ \chi} + \frac{{}^{7}(1 \chi, \circ - \circ)}{\xi 9, \circ} + \frac{{}^{7}(1 \chi, \circ - \circ)}{\xi 9, \circ} + \frac{{}^{7}(1 \chi, \circ)}{\xi 9,$$

مثال (11 – 11) إحسب كا للاستجابات الناتجة عن سؤال في الاتجاهات لمجموعة من الطلاب والطالبات والموضحة تكرارات استجاباتهم بالجدول التالي:

غير موافق	لا ادرى	موافق	الجنس
٤٠	70	٧.	ذكور
70	۲.	۳.	إناث

المجموع	غير موافق	لا ادری	موافق	الجنس
170	٤٠	Y 0	٧.	ذكور
٧٥	10	٧.	٣٠	إناث
71.	٦٥	£0£	1	المجموع

$$70$$
 (غير موافق) ك $_{51} = \frac{70}{10} \times 100 \times 100$ (غير موافق) ك

التكرارات المتوقعة للإناث:

$$\Upsilon$$
رغير موافق) ك $= 30 \times 10^{-7}$ (غير موافق)

والجدول التالى يبين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٤١,٨٥	۲۸,۳٥	٦٤,٨	المتوقع
ź.	۲0	٧.	ذكور المشاهد
77,70	10,70	7"7	المتوقع
70	٧.	۲.	إناث المشاهد

$$\frac{{}^{7}(\xi 1, \lambda \circ - \xi \cdot)}{\xi 1, \lambda \circ} + \frac{{}^{7}(7\lambda, 7\circ - 7\circ)}{7\lambda, 7\circ} + \frac{{}^{7}(7\xi, \lambda - V \cdot)}{7\xi, \lambda} = {}^{7}(\xi \cdot \lambda - V \cdot)$$

$$\frac{{}^{7}(77, 7\circ - 7\circ)}{77, 7\circ} + \frac{{}^{7}(77, 7\circ - 7\circ)}{70, 7\circ} + \frac{{}^{7}(77, 7\circ - 7\circ)}{77, 7\circ} + \frac{{}^$$

$$\frac{(1, 0)}{\xi 1, 0} + \frac{(7, 0)}{70, 0} + \frac{(7, 0)}{70, 0} + \frac{7(7, 0)}{70, 0} = \frac{7(7, 0)}{7(7, 0)} + \frac{7(7, 0)}{7(7, 0)} + \frac{7(7, 0)}{7(7, 0)} + \frac{7(7, 0)}{70, 0} + \frac{7(7, 0)}{70, 0} + \frac{70, 0}{70, 0} + \frac{70,$$

مثال (۱۱ – ۱۲)

إحسب كا للفروق بين التكرارات للإجابة عن سؤال في استفتاء لثلاثة مجموعات من الشباب الجامعي عن الميل نحو الزواج من الفتاة الجامعية كانت استجابتهم كما هو مبين في جدول التوزيع التكراري التالي:

لا اميل	لا أدرى	أميل	المجموعة/ الميل
٥.	۲.	۸٠	المجموعة الأولى
70	١٦	٧٨	المجموعة الثانية
££	7.5	٤٢	المجموعة الثالثة

الحل

نعد جدول التكر ارات المشاهدة ومجموع كل صف وعمود كما يلي:

جدول التوزيع التكراري التالي:

المجموع	لا اميل	لا أدرى	أميل	المجموعة/ الميل
10.	٥,	۲٠	۸٠	المجموعة الأولى
10.	٥٦	١٦	٧٨	المجموعة الثانية
10.	££	٦٤	£ Y	المجموعة الثالثة
٤٥.	10.	١	۲	المجموع

نحسب نسبة تكرار كل استجابة:

۱- نسبة تكرار الاستجابة (اميل) =
$$\frac{7 \cdot \cdot \cdot}{50 \cdot}$$
 = \$3. •

۲- نسبة تكرار الاستجابة (لا أدرى) = $\frac{1 \cdot \cdot \cdot}{50 \cdot}$ = \$7. •

۳- نسبة تكرار الاستجابة (لا اميل) = $\frac{10 \cdot \cdot}{50 \cdot}$ = \$7. •

نحسب التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا جدول التكرارات المشاهدة وذلك بضرب نسبة تكرار كل استجابة في مجموع الصف المقابل لها فمثلا التكرار المتوقع للخلية الأولى (الذين يميلون في المجموعة الأولى) هو $3.0 \times 0.00 = 7.00$ وهكذا لبقية الاستجابات في الصفوف الثلاثة والجدول التالى يبين ناتج حساب التكرارات المتوقعة لاستجابات المجموعات الثلاثة من الطلاب.

جدول التكرارات المتوقعة

لا أميل	لا أدرى	اميل	المجموعة/ الميل
٤٩,٥	٣٣	77	المجموعة الأولى
٤٩,٥	44	77	المجموعة الثانية
٤٩,٥	۳۳	77	المجموعة الثالثة

يحسب كا للفروق بين التكر ارات المختلفة

$$\frac{7(77-7)^{7}}{77} + \frac{7(77-7)^{7}}{77} + \frac{7(77-$$

$$\frac{\frac{r(1,0)}{\xi 9,0} + \frac{r(1r_{-})}{rr} + \frac{r(1\xi)}{17} = \frac{r(1,0)}{\xi 9,0} + \frac{r(1v)}{rr} + \frac{r(1v)}{77} + \frac{r(1$$

مثال (11 - 11) الفروق بين التكرارات للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٩	١٢	££	ذکور
11	٨	17	انات

الحل

المجموع	غير موافق	لا ادری	موافق	الجنس	
70	٩	١٢	٤٤	ذكور	
٣٥	۲.	٨	17	اناث	
1	۲.	۲.	٦.	المجموع	

۳۹ =
$$\frac{7. \times 70}{1..}$$
 كن لخلية الذكور (موافق) = ۳۹

$$17 = \frac{7. \times 70}{1..}$$
 الذكور (لا أدرى) = $\frac{7. \times 70}{1..}$

Y . x 70

7.7

جدول حساب التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

٢	غير موافق	لا ادری	موافق	الجنس
ŀ	1	17	££	ڏکور
١	١٣	١٣	44	
ŀ	11	٨	17	20 7
	Y	٧	71	

$$\frac{\frac{7}{17} + \frac{7}{17}}{17} + \frac{\frac{7}{17} - 17}{17} + \frac{7}{79} = \frac{25}{79}$$

$$\frac{\frac{7}{17} - 17}{7} + \frac{\frac{7}{17} - 17}{7} + \frac{7}{71} + \frac{7}{79} = \frac{7}{17} + \frac{1}{17} + \frac{7}{17} +$$

 $\forall, \cdot q \forall = 7,7 \land + \cdot, 1 \cdot \xi + 1, 1 \cdot q + \cdot, \cdot \forall \forall + \cdot, 7 \cdot \xi \cdot = 0$

تمارين على الفصل الحادي عشر

(1-11)

أجاب ۱۰۰ تلمیذ علی سؤال فی استبیان و کان تکرار القبول ۷۰ و تکرار الرفض ۳۰ أحسب باستخدام کا دلالة فروق هذا التكرار عند مستوی ۰٫۰۵

(Y-11)

إحسب كا لدلالة الفرق بين استجابات ١٢٠ تلميذ على سؤال فى مقياس للاتجاهات إذا كان تكرار استجابات موافق بشدة ٧٠ وموافق ٢٠ ولا أدرى ١٠ وغير موافق مطلقا ٥ عند مستوى الدلالة ١٠,٠١

(7-11)

إحسب كا٢ لجدول التكرارات التالى:

٩.	٦.
11.	١

واوجد دلالة كال الناتجة عن مستوى الدلالة ٥٠,٠٠

(t-11)

إحسب كا لدلالة فروق النسب المرتبطة التالية:

0,	٣.
0.	٧٠

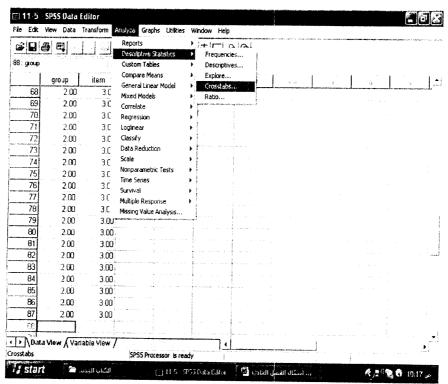
(0 - 11)

إذا كان لدينا استجابات مجموعتين من الطلاب والطالبات على سؤال في الميول العلمية والأدبية وكانت استجاباتهم كما موضح بالجدول التالى:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٩	٨	١.	ڏکور
77	۲٥	١٧	إناث

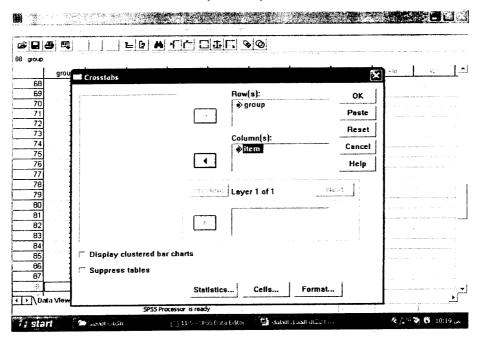
ولحساب قيمة كا٢ فى المسألة الأخيرة (١١ – ٥) نفترض أن البيانات تم إدخالها كمتغيرين بالترميز الآتى:

المتغير الأول group و هو من النوع Nominal وقيمة ١ ذكر، ٢ أنثى. المتغير الأول group و هو من النوع Scale وقيمة ١ موافق، ٢ لا أدرى، ٢ غير موافق ويتم إدخال البيانات بحيث تكون في عمودين ولتكوين الجدول التقاطعي بهذه البيانات من قائمة Analyze نختار من القائمة المنسدلة Crosstabs



شكل (۱۱ – ۱)

فتظهر لنا النافذة التالية شكل (١١ - ٢):



شکل (۱۱ – ۲)

فنضع group فى خانة Rows، و Item فى خانة Column ثم نضغط على OK فنحصل على الجدول التقاطعي الموضح فى الشكل التالى شكل (١١ - ٣):

GROUP * ITEM Crosstabulation

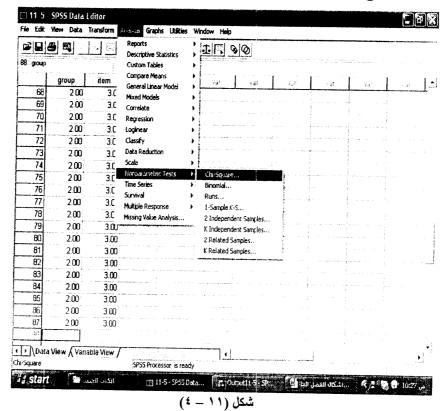
Count

		ITEM			
		agree	i dont know	disagree	Total
GROUP	male	10	8	9	27
	female	12	25	23	60
Total		22	33	32	87

شکل (۱۱ – ۳)

و هو نفس الجدول التقاطعي الموضح في المسألة (١١ – ٥) و لإجراء الاختبار من قائمة Chi – square نختار Non Parametric كما يوضح ذلك

Ok الشكل التالى ثم ننقل المتغير Item إلى الخانة Test variable list ثم نضغط فنحصل على شاشة المخرجات وبه الجدول الموضح في شكل $(11-\circ)$.



Test Statistics

	ITEM
Chi-Square ^a	2.552
df	2
Asymp. Sig.	.279

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than

5. The minimum expected cell frequency is 29.0.

الملاحسق

4.4



ملحسق (١): الإرتفاعات و المساخسات أسفيل النخني الاعتبدالي

الإرتفاع	المساحة	المساحة	المساحةمن	الدرجة
(ص)	الصغرى	الكبرى	المتوسط	المعيارية
٠,٣٩٨٩	.,	.,0	.,	٠,٠٠
٠,٣٩٨٤	٠,٤٨٠١	.,0199	٠,٥١٩٩	٠,٠٥
۰,٣٩٧٠	٠,٤٦٠٢	٠,٥٣٩٨	٠,٠٣٩٨	٠,١٠
٠,٣٩٤٥	٠,٤٤٠٤	٠,٥٥٩٦	٠,٠٥٩٦	۰,۱۰
۰,۳۹۱۰	٠,٤٢٠٧	.,0795	٠,٠٧٩٣	۰,۲۰
٠,٣٨٦٧	٠,٤٠١٣ ١	···,09AV	٠,٠٩٨٧	٠,٢٥
۱٫۳۸۱٤	۰,۳۸۲۱	٠,١١٧٩	٠,١١٧٩	۰٫۳۰
۰,۳۷٥٢	٠,٣٦٣٢	٠,٦٣٦٨	٠,١٣٦٨	۰,۳٥
٠,٣٦٨٣	٠,٣٤٤٦	٠,٦٦٥٤	.,\001	٠,٤٠
۰,۳٦٥	٠,٣٢٦٤	٠,٦٧٣٦	٠,١٧٣٦	٠,٤٥
۰,۳٥۲۱	۰,۳۰۸٥	٠,٦٩١٥	٠,١٩١٥	٠,٥٠
٠,٣٤٢٩	٠,١٩١٢	٠,٧٠٨٨	۰,۲۰۸۸	٠,٥٥
٠,٣٣٢٢	٠,٢٧٤٣	٠,٢٢٥٧	۰,۲۲۵۷	٠,٦٠
٠,٣٢٣٠	۰,۲۵۷۸	٠,٧٤٢٢	., 7277	۰,٦٥
۲۱۲۳،۰	٠,٧٥٨٠	٠,٢٥٨٠	۰,۲٥٨٠	۰٫۷۰
٠;٣٠١١	٠,٢٢٦٦	٠,٧٧٣٤	٠,٢٧٣٤	۰,۷٥
٠,٢٨٢٩	٠,٢١١٩	۰,۷۸۸۱	٠,١٨٨١	۰٫۸۰
٠,٢٧٨٠	٠,١٩٧٧	۰٫۳۰۲۳	۰,۳۰۲۳	۰,۸۰
٠,٢٦٦١	٠,١٨٤١	٠,٨١٥٩	۰,۳۱۵۹	۰,۹۰
1307,	٠,١٧١١	٠,٨٢٩٨	۰,۳۲۸۹	۰,۹٥
٠,٢٤٢٠	٠,١٥٨٧	٠,٨٤٢٣	۰,۳٤١٣	١,٠٠
٠,٢٢٩٩	۰٫۸۰۳۱	٠,٣٥٣١	۰,۳٥٣١	١,٠٥

		راناة كالمجارية التناسية والمساوية		-
٠,٢١٧٩	.,1804	۳۰۲۸,۰	٠,٣٦٤٣	١,١٠
٠,٢٠٥٩	١٥٢١,٠	٠,٨٨٤٩	٠,٣٧٤٩	1,10
.,1987	.,1101	٠,٨٧٤٩	٠,٣٨٤٩	١,٢٠
٠,١٨٢٦	٠,١٠٥٦	٠,٨٩٤٤	.,٣٩٤٤	1,70
٠,١٧١٤	٠,٠٩٦٨	٠,٩٠٣٣	٠,٤٠٣٢	١,٣٠
٠,١٦٠٤	٠,٠٨٨٥	.,9110	1,2110	١,٣٥
٠,١٤٩٧	٠,٠٨٠٨	٠,٩١٩٢	., 2197	٧,٤٠
٠,١٣٩٤	۰,،۷٥٣	٠,٩٢٦٥	٠,٤٢٦٥	١,٤٥
٠,١٢٩٥	۸,۰٦٦٨	٠,٩٣٣٢	٠,٤٣٣٢	١,٥٠
.,17	٠,٠٦٠٦	٠,٩٣٩٤	٠,٤٣٩٤	١,٥٥
٠,١١٠٩	٠,٠٥٤٨	.,9807	., 2207	١,٦٠
٠,١٠٢٣	٠,٠٤٩٥	٠,٩٥٠٥	., ٤٥.٥	1,70
1,.98.	.,. £ £ 7	.,900 8	., ٤٥٥٤	١,٧٠
۰,۰۸٦٣	٠,٠٤٠١	.,9099	., 2099	1,70
.,.٧٩.	.,.٣09	.,978.	., ٤٦٤١	١,٨٠
.,.٧٢١	٠,٠٣٢٢	۰,۹٦٧٨	٠,٤٦٧٨	١,٨٥
۲۵۲۰,۰	٠,٠٢٨٧	۰,۹۷۱۳	٠,٤٧١٣	١,٩٠
.,.097	٠,٠٢٥٦	٠,٩٧٤٤	٠,٤٧٤٤	1,90
٠,٠٥٤٠	٠,٠٢٣٨	۹۷۷۳, ۰	٠,٤٧٧٢	1,7
٠,٠٤٨٨	.,.7.7	۰,۹۷۹۸	1,2791	۲,٠٥
.,. £ £ .	.,.179	٠,٩٨٢١	٠,٤٨٢١	۲,١٠
.,. 490	٠,٠١٥٨	٠,٩٨٤٢	٠,٤٨٤٢	7,10
.,.700	٠,٠١٢٩	٠,٩٨٦١	٠,٤٨٦١	۲,۲۰
٠,٠٣١٧	.,.177	٠,٩٨٧٨	., £ ٨ ٧ ٨	7,70

, T · , T o , £ ·
, ٤٠
, ٤٠
٥٤,
,
,00
<u>. </u>
, 7.0
<u>.</u> , y .
,۸٥
٠٩٠
, · ·
,1.
, ۲ •
٤٠
٦.
٨٠
••
٥.

ملحــــق (٢): الدلالة الإحصائية لمعامل الإرتباط

٠,٠١	٠,٠٥	درجات الحرية	٠,٠١	٠,٠٥	درجات الحرية
		7 1	١,٠٠٠	٠,٩٩٧	
	۰٫۳۸۱	70	٠,٩٩٠	٠,٩٥٠	7
	٠,٣٧٤	77	.,909	٠,٨٧٨	٣
		77	.,917	۰,۸۱۱	٤
		4.4	٠,٨٧٤	.,٧01	0
	.,700	79	٠,٨٣٤	٠,٧٠٧	. 1
		٣.	٠,٧٩٨	٠,٦٦٦	Y
	1		.,٧٦٥	٠,٦٣٢	٨
	 		٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	9
			٠,٨٠٧	٠,٥٧٦	١.
			٠,٦٨٤	٠,٥٥٢	11
	<u> </u>		.,771	۰,٥٣٢	17
	1	•			15
			٠,٦٢٢	٠,٤٩١	1 12
	-i		.,7.7	٠,٤٨١	10
	_		.,09	., ٤٦,	17
					1 . 17
			٠,٥٦	1 ., 1 1	١٨
	_				٣ ١٩
					7 71
 					٤ ٢٢
-					
	777, · 777, · 777, · 807, · 777, · 777, · 777, · 777, ·	ΛΛΤ,· ΓΡ3, ΛΛΤ,· ΥΛ3, ΥΥ,· ΛΥ3, ΥΥ,· ΥΥ3, ΥΥ,· Γο3, ΥΥ,· ΥΥ7, ΥΥ7,· ΥΥ7, ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ7,· ΥΥ1,· ΥΥ7,· ΥΥ1,· ΛΥ7,· ΥΥ1,· ΛΥ1,· ΥΥ2,· ΥΥ1,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ2,· ΥΥ3,·	37 \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	7	γρρ. γγρ. γρρ. γρρ. γρρ. γρρ. γρρ. γρρ. γρρ. γγγ. γγγ.

ملحسسق (٣) جمدُول قيمة (ف) القَابَلة لدرجَسات الحرية المختلفة

ن۲	1					نا درجار	ت الحريسا					
	,	۲	۳	ŧ	•	٦	Y	٨	4	١.	11	۱۲
٠,	111	٧	417	177.	171	774	777	779	741	717	717	YEE
·	1,.07	1,444	0,1.7	4,774	177,0	0,409	0,4YA	*,441	1,.11	1,.01	۲,۰۸۲	3,1.3
۲	14,417	14,	14,17	14,70	19,40	14,77	14,74	14,74	14,74	19,74	19,60	14,61
	94,69	44,41	44,14	44,40	44,80	44,44	44,76	44,41	44,44	44,6+	44,61	44,64
۲	1-17	4,00	4,74	4,17	4,+1	۸,4٤	۸٫۸۸	A,A£	۸,۸۱	۸,۲۸	۲۷,۸	A,YE
'	7117	4.41	14,54	14,41	74,74	44.41	14,34	14,64	77,71	14;17	14,17	44,+8
1	٧,٧١	3,48	1,04	3,44	3,43	7,13	4,.4	4,+1	٦,٠٠	17,0	0,98	•,41
•	11.11	14, • •	17,74	10,44	10,07	10,71	14,54	16,40	11,33	16,06	11,10	14,44
	7,71	۰,۲٦	0,11	0,19	0,.0	1,40	1,44	1,41	6,44	1,71	٤,٧٠	i,7A
	11,77	17,77	177	11,44	1.,44	11,14	1.,40	1.,44	1.,10	11,10	1,47	4,44
•	0,54	9,14	1,77	1,07	1.79	1,74	1,71	4,11	1,17	1,17	1,17	1,
`	14.44	144	4,74	4,10	A,Yo	A, £Y	۸,۲۱	۸,1٠	Y,4A	Y,AY	V,Y4	٧,٧٢
٧	4,04	€,٧€	1,70	1,17	7,47	7.47	7,74	7,77	7,34	7,37	7,31	T,0V
'	17,70	4,00	A,10	Y,40	V,14	V.14	٧,٠٠	7,44	1,71	3,37	1,01	1,44

ملحق (٣) جدول قيمة (ف) لدرجات الحرية المخلفة والأعمدة لدرجات البايين الأكبر) عبد مسويات الدلالية ٥٠٠٠ العسود العلوى في كل خانسة) و ٥٠٠٠ (العسدد السفل في كل خانسة).

تابع ملحسق (٣) جدول قيمة (ف) القَاتِلة لدَرجَات الحرية المختلفة

T,TA	7,71	7,71	7,74	7,66	۲,0٠	Y,0A	7,34	T,At	1,.4	1,17	17,0	4
4,39	0, ¥£	•,AY	0,44	1,+7	1,11	1,14	1,17	٧,٠١	Y,44	A,3+	11,11	٨
7,.4	7,1.	7,17	7,14	7,77	4,44	7,77	T, EA	7,17	4,43	1,77	0,17	
•,11	۰,۱۸	•,**	0,70	P,1Y	0,57	۰۸۰	3,03	1,67	1,44	A, • T	10,01	`
7,41	1,41	1,47	77	7,.4	7,16	4,41	7,77	T,£A	7,71	4,1.	1,47	
1,41	4,44	1,40	1,40	0,03	0,41	0,79	0,76	0,44	1,00	٧,٥٦	10,04	١.
1,74	7,47	۲۸,۲	7,43	7,4.	7,+1	4,04	7,1.	7,73	7,04	7,44	1,41	<u> </u>
1,1.	1,17	1,01	1,77	1,71	1,44	0,04	9,77	•,3Y	3,77	٧,٧٠	1,10	11
1,41	1,41	1,71	٧,٨٠	CA,Y	4,44	4.11	7,11	7.77	7,59	٣,٨٨	6,40	
1,11	1,77	1,7.	4,74	1,01	1,30	E,AY	0,13	0,61	0,04	1,47	4,77	17
7,07	7.03	7,5.	7,30	1.4.	7,77	7,40	7,43	7,111	7,71	7,71	6,3+	
۲,۸۰	7,43	7,51	8,.4	1,16	1,74	6,61	1,79	0,10	0.0%	3,01	4,43	11

تابع ملحـــــق (٣) جــــــوَل قيـــة (ف) المقَابَــلـة لــــَرجـــات الحرّيــة المختلفَــة

	البايسنالأكبسسو											
10		•	٧	1	٧.	•.	1.	7.	Yź	٧.	17	11
1	701	701	401	707	707	707	101	10.	714	TEA	717	710
	1,711	3,731	1,707	3,476	1,771	3,7.7	7,747	7,764	7,771	٦,٢٠٨	1,174	1,117
7	14,01	11,00	14,14	14,14	14,64	14,84	14,64	19,61	14,60	14,66	19,27	24,87
	11,01	44,00	99,19	44,14	44,64	99,69	44,44	44,84	44,64	44,50	44,88	99,28
*	۸,0۲	A,01	A,#1	۸,•١	A, • V	۸,4۸	۸,۱۰	4,17	A,11	4,11	۸,٦٩	۸,٧١
	, **	77;16	13,14	*1,	11,17	17,70	13,61	13,01	**,*•	45,54	11,47	11,41
ŧ	4,14	•,46	•,3•	•,55	♦, ₹,	ø,Y•	۰,۷۱	◆, Y£	•,٧٧	۰۸۰	0,41	•,AY
-	17,65	17,14	14,04	14.04	11,31	17,14	17,75	17,47	17,47	15,07	11,0	14,74
,	6,44	1,77	1,44	1,1.	6,67	1,11	1,15	1,00	1,07	1,0%	4,5+	1,71
	4,48	4,+1	5,.4	5,17	4,14	4,71	4,74	4,44	1,17	4,00	1,14	4,44
٦	۲,٦٧	47,74	4,34	7. 71	۳,۷۲	T,Y.	+.Y	۲,۸۱	۲,۸٤	۲,۸۷	7,47	T.43
•	٦,٨٨	3,4+	3,41	1,44	٧,٠٩	٧,٠٩	Y,11	Y, TY	٧,٣١	V,74	Y,\$7	Y.3.
γ	7,77	4,71	4,40	4,44	7,14	7,71	7,74	7,74	T. £1	7,11	F, £4	7.01
	0,70	•,14	ø,Y.	۰۷,۰	s,YA	9,40	0,9.	47,0	3,.4	1,10	7,77	1,70

تابع ملحسسق (٣) جسكول قيمة (ف) المقاتِلة للرَّجَسات الحرّية المختلفة

		_										
	7,97	4,41	1,41	4,44	٧,٠٠	7,.7	7,00	۲,۰۸	7,11	7,10	Y,Y .	7,77
	6,47	1,44	17,3	1,41	٠,٠،	0,03	٠,١١	٠,٧٠	۸۲,۹	0,41	0,£A	*,*1
4	1,71	7,77	1,47	7,73	7,77	٧,٨٠	7.47	7,47	٧,٩٠	7,47	47,7	۲,۰۲
	1,71	1,77	1,77	1,13	1,10	1.01	1,07	1,11	1,44	£,A.	6,97	0,
١.	7,06	٧,٥٥	1,01	7,04	٧,١.	1,16	7,77	٧,٧٠	7,71	7,77	Y, AY	7,41
	7,41	7,47	7,41	4,+1	1,	1,11	1,14	1,70	1,77	1,61	1.07	6,3+
11	7,61	7,67	1,60	Y,£Y	7,01	7,07	Y.0Y	7.31	7,71	7,10	٧,٧٠	7,71
ļ	7,3.	7,37	7,33	7,4.	7,71	٧,٨٠	7,47	7.41	1,.4	1,1.	1,71	1,11
11	7,7.	1,71	7,77	7,70	7,71	7,4.	7,67	7,51	7,01	7.01	7.3.	7.31
''	7,73	7,74	7,11	7,67	7,11	7.01	7,11	7,4.	7.74	7,47	7,44	1,.0
17	7,17	7,14	7,13	7,19	1,11	7,74	7,77	7,71	7,70	7,74	7,44	7,14
11	٧,	74	7,13	4,11	7.11	7,71	7,73	7,76	7,67	7,01	7,37	7,7.

تابع ملحــــق (٣) جـــــوَل قيمة (ف) المَقابَـلـة لـــدَرجَـــات الحرّية المختلفة

	الحسويب	جـــات	ن ۱ در									7
17	11	١.	4	A	٧	1	1.	1	7	1	T	110
۲,۳۸	7,21	7,50	1,0.	7,00	7,37	7,4.	7,41	7,43	7,7.	7.09	1,10	╁
1,10	1,70	8,09	6,34	6,44	1,47	8,1.	1,71	1,14	0,14	3.11	۸,6٠	۱ ۱
7,74	7,77	1,70	Y, t.	7,40	7,07	٧,١٠	7.71	7,44	7.1.	7,64	1,70	
7,17	7,7.	7,77	7,10	7,01	7,71	4,44	2,1.	1,17	1,46	0,40	4.1.	١٠٠
,14	7,77	7,77	4,4.	7,73	7,57	7,01	7,37	7,74	71	7,6.	1,77	-
	7, . 9	7,17	4,40	7,71	7,0.	7,17	Y,4.	1,77	1,41	0.33	Y, AY	11
٠٠,	7,17	7,13	7,71	7,77	7,72	7,67	7,07	7,74	7.47	7,77	£,1Y	-
.44	7,5.	4,44	71	7,14	7,4.	7,7.	8,04	1,01	1,01	0,74	Y.01	۲.
	٧,٠٠	۲,۰٤	٧,٠٧	7,17	4,14	7,70	7,74	7,10	7.31	7,71	£, • A	
.77	1,77	۲,۸۰	4,44	7,44	7,17	7,14	7,01	T,AT	1,71	₽,1∧		ź٠
٠٠.	1,44	4,.4	14	1,17	7,7.	7,79	7,5.	7,03	7,74	T,1A	V,T1	-
.07	7,77	7,4.	T,VA	۲,۸۸	7 1	Y,1A	7.61	7,77	1,7.	•,•	£,.Y	٠.
41	1,48	1,47	7,+1	7,.7	1,18	7,77	1,70	Y,0.	7,71	7,17	V.1V	
10	7,01	7,04	7,77	7,77	Y.41	T,.V	7,79	Y,1.	£,+A	1,11	Y,4A Y,+1	٧.

تابع ملحسق (٣) جسدول قيمة (ف) القابَلة لدرجَات الحرّية المخلفة

1,40	1,44	1,11	1,97	۲,۰۳	4,4+	7,19	٧,٧٠	4,63	٧,٧٠	4,+4	7,41	1
1,17	7,57	۲,•۱	4,04	14,7	7,44	T, T +	T,#1	7.01	۲,۹۸	1,47	٧,٩٠	,
1,47	1,40	1,84	1,41	٧,٠٠	1,17	7,17	7,77	7,67	7,77	7,43	7.91	10.
۲,۳۰	1,74	4,66	1,07	7,77	7,71	7.47	7,16	7,11	7,41	£,V+	1,41	,,,,,
1,4.	١,٨٣	1,44	1,41	1,54	4,10	7,5	7,73	7,11	7,70	T,+1	۲,۸۹	γ
۸۴,۲	7,71	7,41	۲,0٠	7,7.	1,77	4,4.	٣,11	7,51	٧,٨٨	1,71	1,41	1
	1,74	1,41	1,40	1,4+	1,47	7,07	7.17	7,74	7,37	٧,٠١	۲,۸٦	1
1,17	7,74	7,74	7,67	7,00	4,14	7,40	7,+3	7,77	7,47	1,77	٦,٧٠	١٠٠٠
1,71	1,4+	1,41	1,44	1,40	7,+7	۲,۱۰	7,77	7,74	17.71	۲,۰۰	٣,٨٥	١
٧,٧٠	7,73	7,71	4,17	۲,۳۰	7,77	7,47	7, . 1	7,71	٣,٨٠	1,17	1,11	1
1,40	1,74	1,47	1,44	1,94	7.01	4.19	7,71	7,77	7,1.	7,44	Y, A1	
4,58	7,71	7,77	4,21	4,01	7,74	T,Y+	7,.4	7,71	۲,٧٨	1,3.	1,11	`
				, 	الأكب	ايـــن	التبــــــــــــــــــــــــــــــــــــ					
	٧	٧	1	40	•.	4.	7.	76	۲.	13	11	70
	1,47	1,47	1,11	7,+7	Y,+4	٧,٠٨	7.11	7,10	7,74	7.74	1,77	14
7,10	7,37	7,7.	1,41	7,71	7,47	7,47	۲,٠٠	7.14	7,13	7,77	7,70	1 ''

تابع ملحسق (٣) جمدول قيمة (ف) المَقَابَلة لدَرجَات الحرية المختلفة

1,41	1,40	1,44	1,4.	1,41	1,41	1,44	7,+4	1	7,17	7.14	7,77	
	1,11	7,11	1,17	7,07	7,07	7,19	1,77	1,47	7,41	7,00	7,17	1 **
	1,77	1,71	1,41	1,4.	1,41	1,43	1,44	1,41	1,44	7, . 9	7,17	1
7,71	7,77	7,77	1,77	7,74	7,11	7,19	Y,#A	7,33	1,71	Y,A#	7,47	1 "
1,17	1,74	1,11	1,14	1,77	1,71	1,44	1,45	1,44	1,48	1,44	Y, • \$	
7,+1	7, . 7	77	7,17	7,11	7,71	7,75	7,74	7,17	7,00	7,33	1,71	7.
1,01	1,07	1,00	1,01	1,11	1,11	1,43	1,71	1,74	1,41	1,1.	1,40	
1,14	1,71	1,44	1,47	1,44	7,00	7,11	7,7.	7,74	7,77	7,44	7,07	1.
1,11	1,17	1,44	1,04	1,00	1,03	1,1.	1,37	1,74	1,44	1,40	٧,٩٠	\vdash
1,14	1,41	1,71	1,41	1,43	1,16	۲,۰۰	7,1.	7,14	7,77	7,74	7,63	••
1,70	1,77	1,4+	1,40	1,17	1,07	1,01	1,17	1,37	1,44	1,74	1,44	
1,07	1,01	1,37	1,15	1,71	1,41	1,44	1,44	٧,٠٧	T,10	4,44	7,70	٧.
1,78	1,7.	1,76	1,74	1,67	1,14	1,01	1.07	1,17	1,34	1,70	1,44	
1,17	1,63	1.01	1,04	1,78	1,77	1,71	1,45	1,44	7,+3	7,19	7,77	١
1,44	1,70	1,74	1,76	1,77	1,55	1,17	1,01	1,04	1,11	1,71	1,77	
1,77	1,44	1,57	1,01	1,01	1,11	1,47	1,47	1.41	٧,٠٠	7,17	7.7.	•.

منحسسق (٤) دلالة رت) الطرفين وللطرف الواحد

	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	۰,۱۰	ن <u>د</u> ن	دلالة الطرف
	,	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	الواحد	دلالة الطرف ا
F	17,77	۳۱,۸۲	17,71	٦,٢١	\	
	9,97	٦,٩٧	٤,٣٠	۲,۹۲	7	
	٥,٨٤	٤,٥٤	۲,۱۸	۲,۳٥	۲	
	٤,٦٠	٣,٧٥	۲,٧٨	۲,۱۳	٤	
	٤,٠٣	7,77	۲,۵۷	۲,۰۲	٥	
١	٣,٧١	7,12	7,20	1,91	٦	
	٣,٠.	٣,٠٠	۲,۳٦	1,89	V	
	٣,٣٦	٣,٩٠	7,71	۲۸,۲	٨	
	7,70	7,77	7,77	,۸۳	:9	
١	٣,١٧	۲,٧٦	7,77	١,,٨١	١.	
١						درجات الحرية
۱	٣,١١	7,77	7,7.	١٫٨٠	11	
Į	۲,٠٥	۸۶,۲	7,14	١,٧٨	17	
۱	٣,٠١	7,70	7,17	1,77	17	
١	۸۶,۲	7,77	7,12	1,77	١٤	
	۲,90	7,7.	7,17	1,70	١٥.	
١						
	۲,۹۲	7,01	7,17	1,٧0	١٦	
	۲,9.	7,07	7,11	1,75	۱۷	
-	۲,۸۸	7,00	۲,۱۰	1,77	١٨	
	۲,۸٦	7,01	۲,٠٩	1,77	١٩	
	۲,۸۰	7,07	7,.9	1,77	7.	

تابع ملحسق (٣) جمدول قيمة (ف) المقابَلة لدَرجَسات الحرّبة المختلفة

1,14	1.77	1,73	1,71	1,70	1,17	1,40	1,01	1,04	1,37	1,11	1,71	۲
1,11	1,77	1,74	1,64	1,07	1,37	1,14	1,71	1,44	1,44	1,19	7,77	
1,17	1,13	1,77	1,74	1,77	1,44	1,17	1,14	1,01	1,1.	1,14	1,41	4
1,11	1,71	1,71	1,17	1,17	1,04	1,15	1,71	1,41	1,47	٧,٠٤	7,17	
١,٠٨	1,17	1,14	1,77	1,40	1,77	1,17	1,17	1.07	1.04	1,30	1,٧٠	1
1,11	1,14	1,74	1,44	1,11	١,٠٠	1,31	1,41	1,45	1,49	7,01	4,.4	
١,١٠٠	1,11	1,14	1,71	1,74	1,70	1,1.	1,61	1,01	1,07	1,16	1,14	
1,	1,10	1,70	1,73	1,11	1,07	1,09	1,11	1,74	1,44	1,44	1	

تابع ملحــــق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطرف الواحد

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	ن	دلالة الطرفير
٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	واحد	دلالة الطرف ال
٣,٨٣	۲,٥٢	۲,٠٨	1,77	۲۱	
۲,۸۲	4,01	۲,۰۷	1,77	77	
۲,۸۱	۲,۰۰	۲,۰۷	1,٧1	77	
۲,۷۹	۲, ٤٩	۲,٠٦	1,٧1	70	
۲,٧٨	۲,٤٨	۲,٠٦	١,٧١	77	
۲,۷۷	۲,٤٧	۲,۰۵	١,٧٠	**	
۲,۷٦	۲,٤٧	۲,۰٥	١,٧٠	۲۸	
۲,۷٦	۲,٤٦	۲,۰٥	١,٧٠	49	5 11 -1 .
۲,۷٥	۲,٤٦	۲,۰٤	١,٧٠	٣.	درجات الحرية
7,72	7,20	۲,۰٤	١,٧٠	71	
7,72	7,20	۲,۰٤	1,79	77	
7,77	۲,11	۲,۰۳	1,79	77	
7,77	7,22	۲,۰۳	1,79	72	
7,77	۲,٤٤	۲,۰۳	1,79	٣٥	
7,77	7,27	۲,۰۳	1,79	T 7	
7,77	7,27	7,.4	1,79	77	
7,71	7,27	7,.7	1,79	۲۸	
7,71	7,27	۲,٠٢	۱,٦٨	79	
۲,٧٠	۲,٤٢	7,.7	۱,٦٨	٤.	

تابع ملحق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطرف الواحد

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠		دلالة الطرفين
1,0	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	احذ	دلالة الطرف الوا
3,73	۲, ٤٠	۲,۰۱	١,٦٨	٥.	
۲,٦٦	7,89	۲,۰۰	1,77	٦.	
7,70	۲,۳۸	1,99	۱,٦٧	٧٠	
7,77	۲,۳۷	1,99	1,77	۸٠	
7,77	۲,۳۷	1,99	١,٦٦	٩.	
					درجات الحرية
7,77	۲,۳٦	۱,۹۸	۲۲,۱	١	
۲,٦٠	۲,۳۰	1,97	1,70	۲.,	
7,09	۲,۳٤	1,97	1,70	٣٠.	
7,09	۲,۳٤	۱,۹۷	1,70	٤٠٠	
۲,09	۲,۳۳	1,47	١,٦٥	٥	·

ملحق (٥): جَدَول قيم كا المقابلة لِنسب الاحتمالات المختلفة

	·					
٠,٧٠	٠,٨٠	٠,٩٠	۰,۹٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ح
٠,١٤٨	.,.787	٠,٠١٥٨	٠,٠٣٦٣	٠,٠،٠٦٢٨	.,	١
٠,٧١٣	٠,٤٤٦	٠,٢١١	٠,١٠٣	*, " { * {	٠,٠٢٠١	۲
1,878	٠,١٠٠٥	٠,٥٨٤	1,701	٠,١٥٨	٠,١١٥	٣
1,190	1,789	١,٠٦٤	٠,٧١١	٠,٤٢٩	٧٦٠,٠	٤
۲,۰۰۰	7,727	1,71.	1,120	٠,٧٥٢	٠,٥٥٤	c
۳,۸۲۸	٣,٠٧٠	7,7.8	1,750	1,172	۰,۸۷۲	7-6
٤,٦٧١	۲,۸۲۲	7,777	1,177	1,471	1,789	٧
0,077	Y,095	٣, ٤٩٠	7,777	۲,۰۳۲	1,787	٨
7,795	0,71.	٤,١٦٨	7,770	7,077	7, . 44	٩
٧,٢٦٧	7,179	٤,٨٦٥	٣,٩٤٠	۲,۰٥٩	۲,٥٨٨	١.
۸,۱٤٨	٦,٩٨٩	۵,۵۷۸	٤,٥٧٥	۲,٦٠٩	7,.07	11
٩,٠٣٤	٧,٨٠٧	7,4.8	0,777	£,\YA	1°,0V1	۱۲
4,917	٨,٦٤٣	7, • £ Y	٥,٨٩٢	٤,٧٦٥	٤,١٠٧	١٣
1.,411	9, 877	٧,٧٩٠	7,071	٥,٣٦٨	٤,٦٦٠	١٤
11,771	1.,7.7	٧,٥٤٧	٧,٢٦١	0,960	0,779	١٥
17,778	11,107	9,517	٧,٩٦٢	٦,٦١٤	۵,۸۱۲	17
17,07.	17,	۹,۰۸٥	۸,٦٧٢	٧,٢٥٥	٦,٤٠٨	۱۷
18,88.	17,00	۱۰,۸٦٥	9,89.	٧,٩٠٩	٧,٠١٥	۱۸
10,707	18,719	11,701	١٠,١١٧	۸,۰٦٧	٧,٦٣٣	۱۹
17,777	18,044	17,227	۱۰,۸۵۱	4,777	۸,۲٦٠	۲.

تابع ملحق (٥) جدول قيم كما^٢ المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

۰,۷۰	٠,٨٠	٠,٩٠	٠,٩٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ح
14,144	10,220	17,72.	11,091	٧,١٩٥	۸٫۸۹۷	11
14,1.1	17,712	11,.11	17,777	1.,7	9,027	77
۱۸,۰۲۱	17,147	11,818	17,.91	11,797	1.,197	77
19,928	۱۸,۰٦٢	10,709	۱۳,۸٤۸	11,997	۱۰,۸٥٦	7 8
۲۰,۸٦٧	۱۸,۹٤٠	17,877	18,711	17,797	11,078	40
۲۱,۷۹۲	19,87.	17,797	10,879	18,8.9	17,191	۲٦.
27,719	۲۰,۷۰۳	١٨,١١٤	17,101	18,170	۱۳,۸۷۹	۲٧
22,750	۲۱,٥٨٨	11,989	17,978	18,287	18,070	۸۲
Y & , 0 Y Y	27,240	۱۹,۷٦٨	۱۷,۷۰۸	10,078	12,707	79
70,0·A	۲۳,۳٦٤	۲۰,099	11,598	17,7.7	12,790	٣.

تابع ملحق (٥) جدول قيم كا المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥٠	٠,١٠	٠,٢,	٠,٢٠	٠,٥٠	د ح
7,750	0,217	3,811	۲,۷۰٦	1,787	1,. ٧٤	.,٤٥٥	\
9,71.	٧,٨٢٤	0,991	٤,١٠٥	7,719	۲,٤٠٨	١,٨٣٦	۲
11,720	۹,۸۳۷	٧,٨٧٠	7,701	1,717	4,770	7,777	٣
14,777	11,771	٩,٤٨٨	٧,٧٧٩	०,९८९	٤,٨٧٨	7,70 7	٤
۱٥,٠٨٦	۱۳,۳۸۸	۱۱,۰۷۰	9,771	٧,٢٨٩	٦,٠٦٤	1,701	٥
17,777	10,.45	17,097	1.,780	ለ,ዕፍለ	٧,٢٣١	6,721	7.
١٨,٤٦٥	17,777	11,.77	17,.77	٩,٨٠٣	۸,۲۸۳	7,717	٧
1.,.9.	۱۸,۱٦۸	10,0.4	۱۳,۳٦٢	11,	078'9	٧,٣٤٤	٨
71,777	19,779	17,919	12,712	17,727	1.,704	٨,٣٤٣	٩
72,7.9	11,171	۱۸,۳۰۷	10,41	17,227	11,741	9,727	١.
71,470	77,111	19,740	14,740	12,771	17,899	1.,721	11
77,717	71,.01	۲۱,٠٤٦	11,019	10,817	11,.11	11,72.	۱۲
24,2.4	10,271	77,777	19,817	۱٦,٩٨٥	10,119	17,72.	۱۳
79,181	77,847	27,710	۲۱,٠٦٤	14,101	17,777	17,770	1 1 8
T.,0VA	71,709	71,997	77,7.4	19,711	17,777	18,770	10
77,	79,777	77,797	77,027	7.,270	١٨,٤١٨	10,777	17
77, 2 . 9	7.,990	7Y,0AY	71,779	71,710	19,011	17,55	11
78,1.0	77,727	74,479	10,949	77,77	7.,7.1	17,77	114
77,191	77,71	7.,.28	77,7 - 8	77,9	۲۱,٦٨٩	14,77	۱۹
24,07	10,.4.	71,21.	74,817	72,. 7	77,770	19,77	٧.

تابع ملحق (٥) جَدُول قيم كا ألقابلة لنسِب الاحتمالات المختلفة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥،	٠,١٠	۰,۲۰	۰,۳۰	٠,٥٠	د ح
27,077	20,.7.	٣١,٤١٠	۲۸,٤۱۲	የ ٤,•٣٨	77,VV0	19,777	11
TA,9TY	27,727	۲۲,٦٧١	۲9,710	۲0,Y1V	۲۳,۸۵۸	۲۰,۳۳۷	77
٤٠,٢٩٨	27,709	27,975	۳۰,۸۱۳	۲۷,۳۰۱	72,979	۲۱,۳۳۷	77
٤٢,٩٨٠	٤٠,٢٧٠	Y7,197	27,197	79,007	۲ ۷,・٩٦	22,229	7 2
0	٤١,٥٦٦	۳٤,۳۸۲	۲٤,۳ ۸۲	۲۰,۶۷٥	۲۸,۱۷۲	۲٤,۳۳۷	70
10,717	٤ ٢,٨٥٦	70,077	70,07 7	T1,V90	10,127	20,227	77
٤٦,٩٦٣	٤٤,١٤٠	٤٠,١١٣	T7,VE1	۳۲,۹۱۰	٣٠,٣١٩	۲٦,٣٣٦	77
٤٨,٢٧٨	६०,६१९	٤١,٣٣٧	۲۷,۹۱٦	72,. 77	71,791	۲۷,۳۳٦	۲۸
٤٦,٦٩٣	٤٢,٥٥٧	۳۹,۰۸۷	20,129	20,129	27,871	ፖ ለ, ፖፖ Ί	79
٥٠,٨٩٢	٤٧,٨٦٧	٤٣,٧٧٢	1,7707	77,70.	77,07.	۲9,۳ ۲7	٣.

ملحسق (٦) الدلالة الإحصَائية لإختبسار (ي) عنـد مستوى ٥٠,٠ للطرفينُ

۲.	14	14	17	11	10	16	17	17	11	١.	1	٨	٧	٦	•	٤	۲	٧	****
٤٨	10	17	74	77	71	41	4.4	11	77	٧.	14	١.	17	١.	٧	1	1	مغر	14
	•4	4.4	10	£ 7	44	41	77	44	*1	77	۲,	14	11	11	٨	۰	۲	مغر	١.
44		••	•1	ŧY	ŧŧ	1.	**	**	۲.	11	77	19	11	18	٩	`	۳	منر	11
11	٦.	11	ÞΥ	97	19	10	11	77	**	11	11	**	14	11	11	٧	ŧ	١	11
٧١	٧١	۱۷	17	•4	•1	٥.	10	11	**	77	11	71	١.	11	11	٨	1	,	14
۸۳	٧٨	YE	14	11	•1	••	•.	10	1.	71	71	11	77	17	۱۲	٩	٠	,	11.
٩.	٨٠	۸٠	٧.	٧.	11	•4	• i	19	11	44	71	14	41	14	11	١.	٠	,	10
44	97	۸٦	۸۱	٧.	٧.	11	•4	۰۲	٤٧	27	77	۲1	11	11	10	11	٦	١	11
1.0	44	94	AY	۸۰	٧.	44	15	•٧	•1	10	44	7'4	7.4	**	14	11	1	*	14
117	1.7	11	17	٨٠	۸٠	71	14	11	••	٤٨	17	173	7.	71	14	١,,	٧	7	1.4
110	117	1.3	44	44	٨٠	٧٨	77	10	٨٠	**	10	۴۸	77	7.	14	١,,	٧	•	14
177	119	117	1.0	44	4.	۸۲	٧١	11	17	••	1A	11	71	17	٧.	17	٨	1	٧.

ملحمسى (٦) جدول للدلالة الإحصائية لقيم حم في إختبـار ولكـوكــون عنــد مستوى ٠,٠٥ دلالة طرفيـن

ح	ن	حـ	ن	حر	ن
77	٧.	۱۷	17	1	7
٥٩	71	11	18	۲	٧
77	77	70	10	٤	٨
٧٢	22	٣.	١٦	٦	9
۸١	7 2	70	11	٨	1.
9.	70	٤٠	١٨	11	11
		٤٦	19	١٤	17



المسراجع



- ۱- إبراهيم المحسن (۲۰۰٤). تحليل البيانات باستخدام SPSS ومتاح على الرابط.
- Faculty. Ksu.edu. sa/aljasser/Document. doc
- ۲- **ابراهیم وجیه محمود ومحمود عبد الحلیم منسی** (۱۹۸۳). بحوث نفسیة، و تر بویة الاسکندریة: دار المعارف.
- ۳- السيد محمد خيرى (۱۹۷۰). الإحصاء النفسى التربوى. الرياض: مطبوعات جامعة الرياض رقم (۱۳).
- 3- حمزة محمد دودين (۲۰۱۰). التحليل الإحصائى المتقدم للبيانات باستخدام SPSS، دار المسيرة، عمان، الأردن.
- معد زغلول بشير (٢٠٠٣). دليلك إلى ... البرنامج الإحصائى SPSS الإصدار العاشر، المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية، الجهاز المركزي للإحصاء، جمهورية العراق.
- 7- صالح بن محمد الصغير (۲۰۱۰) التحليل الإحصائي باستخدام برنامج SPSS في البحث الاجتماعي متاح على السرابط الالكترونسي www.qwled.com/vblt102984.html.
- ٧- فواد البهى السيد (١٩٧٩). علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى القاهرة: دار الفكر العربي.
- ٨- محمد عبد السلام (١٩٦٠). القياس النفسى التربوى. القاهرة: مكتبة
 النهضة المصرية.
- ٩- محمود السيد أبو النيل (١٩٨٠). الإحصاء النفسى والاجتماعى.
 وبحوث ميدانية تطبيقية. القاهرة: مكتبة الخانجى.
- 1. محمود عبد الحليم منسى (١٩٨٠). مقدمة فى الإحصاء النفسى والتربوى. الإسكندرية: دار المعارف.

- 11- Chase, C. I. (1978). Measurement for Educational Evaluation. New York: Addison Wesley Publishing Company.
- 12- Gareet H. (1966). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- 13- Hays W. L. ((1974). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- 14- Kaplan, R. M. and Saccuzz, D. P. ((1982).Psychological Testing: principles, Application, Issues. California: Books/Cole publishing Company
- 15- Kerlinger, f. N. (1965). Foundation of Behavioural Research New York: Reinhart and Winston.
- 16- Kerlinger, F. N. & pendhazur E. J. (1973). Multiple Regression in Behavioural Research. New York: holt, Rinehart & Winston.
- 17- Kurtz, A. K. and Mayo, S. T. (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. New York; Springer -- Verlag.
- 18- Lewis, D. G. (1971). The Analysis of variance. England: Manchester University Press.
- 19- Mann, H. B. and Whitney, D. R. (1947). On a Test of Whether one or Two random variables in statistically larger than the other. Annual of Mathematical Statistics. Vol 8 PP 52 54.
- 20- Siegel S. (1956). Nonparametric Statistics New York: McGram Hill PP 30 30.

الفهرس

227



	القهرس
منفحة	الموضوع
٣	مقدمة
٥	الفصل الأول
	أهمية الإحصاء الوصفي في البحوث النفسية والتربوية
٧	أهمية دراسة الإحصاء
٩	العينات البحث النفسى والتربوي
	الفصل الثانى
1 V	التعريف ببرناج SPSS
٣٣	القصل الثالث
	التوزيعات التكرارية
70	التوزيع المتجمع لفنات الدرجات
٥٦	تمارين على الفصل الثالث
٥٩	القصل الزابع
	مقاييس النزعة المركزية
71	المتوسط الحسابي
٧1	المتوسط الوزني
٧٢	خواص المتوسط الحسابي
٧٦	الوسيطا
YY	خواص الوسيط
٨٥	المنوال
٨٥	خواص المنوال
90	تمارين على الفصل الدابع

صفحة	الوضوع
٩٧	الفصل الخامس مقاييس التباين رالتشتت ₎
١٠١	المدى
١.٣	الانحراف عن المتوسط
١.٤	الإنحراف الربيعي (الأرباعي)
١.٧	الإنحراف المعيارى
111	خواص الإنحراف المعيارى
110	التباين
117	معامل الاختلاف
114	المنينيات
1 7 7"	استخدام مقاييس التباين في الدراسات النفسية والتربوية والإجتماعية
174	اولاً:استخدامات المدى المطلق
1 7 7"	تأنياً: استخدامات الانحراف الربيعي
۱۲۳	ثالثًا: استخدامات الانحراف عن المتوسط
171	رابعاً: استخدامات الانحراف المعيارى
۱۲۸	تمارين على الفصل الخامس
	الفصل السادس
1 4 9	المعايير الأحصانية السيكولوجية للتوزيعات التكرارية
1 4 4	التوزيع الاعتدالي وخصانصه
1 7 7	المنحى الاعتدالي المعياري
1 4 4	خصانص المنحنى الإعتدالي
140	الالتواء
1 1 7"	المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية
1 4 W	أه لأن معايد تعتمد على التمن وإن التك لي لم التحريب لم

صفحة	الموضوع
101	نانيا: معايير تعتمد على التوزيع التكرارى الاعتدالي
105	تمارين على الفصل السادس
100	القصل السابع
,	الارتباط
101	أولاً: الارتباط الخطى
1 / /	ثانياً: الارتباط الجزئي
١٨٨	ثالثاً: الارتباط المتعدد
197	رابعاً: الارتباط الثنائي
197	خامساً: تطبيقات تربوية على معامل الارتباط
197	القصل الثامق
1 3 4	تحليل الإنحدار
199	الاتحدار المتعدد الخطوات
۲۲.	تمارين على الفصل الثامن
771	الفصل التاسع
1 1 1	تحليل التباين
7 7 7	تحليل التباين
777	الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين
777	أولاً: تحليل التباين لمجموعتين
7 40	ثانياً: تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر
4 £ 9	تحليل التباين الثنائي
Y 0 A	تحليل التباين للقياسات المتكررة
777	تمارين على الفصل التاسع
۲ 7 V	القصل العاشر
1	اختبارات الدلالة الإحصائية
777	النسبة الحرحة

صفحة	الموضوع
YA£	اختبار للفروق بين المتوسطات
Y /\ £	اختبار فروض البحث العلمي
* ^ V	تمارين على الفصل العاشر
4 / 4	الفصل الحادى عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات
791	اختبار كالم لدلالة الفرق بين التكرارات
۳.٥	تمارين على الفصل الحادي عشر
۳.۹	الملاحق
777	المراجع
**	الفهر س

Y+17/00Y7	رقم الإيداع
I.S.B.N	الترقيم الدولى
978-977	-729-000-5

